

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

**A EFICIÊNCIA DE MERCADO DOS CONTRATOS DE
FUTURO SOBRE O ÍNDICE PSI20**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM FINANÇAS

por

Helder Luís Semedo Craveiro Miranda

Orientação: Mestre João Augusto Cantiga Esteves

Júri:

Presidente: Doutora Clara Patrícia Costa Raposo, professora catedrática do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa;

Vogais: Mestre João Paulo Tomé Calado, especialista na área das Finanças e Seguros;

Mestre João Augusto Cantiga Esteves, professor auxiliar convidado do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa;

Janeiro de 2012

À minha querida mãe

RESUMO

De acordo com a Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM), na sua forma fraca, recorrendo a previsões com base em padrões dos dados históricos, não é possível obter ganhos anormais de forma consistente, a não ser por mero acaso. Devido a grande disponibilidade dos dados históricos, a forma fraca da hipótese de eficiência de mercado é de longe a mais testada.

O propósito deste trabalho consiste em testar a dita hipótese, também na sua forma fraca, para o mercado de contrato de futuro sobre o índice PSI20, durante o período de 1996 a 2010. Nesta senda, recorreremos a uma metodologia baseada em cinco testes, a saber, o teste de correlação, de sequências, de raiz unitária, do rácio de variâncias e o de cointegração.

Os resultados encontrados reportam evidências mistas, porquanto os testes de correlação, de sequências e do rácio de variâncias rejeitam a hipótese de eficiência na forma fraca. Já os testes de raiz unitária e de cointegração revelam que não existe evidências estatísticas para rejeitar a dita hipótese.

Palavras-chave: Hipótese de eficiência de mercado, contratos de futuro, correlação, raiz unitária, sequências, rácio de variâncias, cointegração.

ABSTRACT

According to the Efficient Market Hypothesis (EMH), in its weak form, using predictions based on patterns of historical data, it is not possible to obtain abnormal profits consistently, except by chance. Due to the large availability of historical data, the weak form of Efficient Market Hypothesis is by far the most tested.

The purpose of this study is to test the Efficient Market Hypothesis, in its weak form, for the market of futures contract on the PSI20 index during the period 1996 to 2010. In this vein, we use a methodology based on five tests, namely the correlation test, runs test, unit root test, variance ratio test and cointegration test.

The results reported mixed evidence, because the correlation test, runs test and the variance ratio test rejected the hypothesis of weak form efficiency, while the unit root test and cointegration test revealed that there is no statistical evidence to reject the same hypothesis.

Keywords: Efficient Market Hypothesis, Futures Contracts, Correlation, Unit Root, Runs, Variance Ratios, Cointegration.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todos que, de uma forma directa ou indirecta, deram o seu contributo na realização deste trabalho.

Em primeiro lugar queria agradecer ao meu orientador, o professor João Augusto Cantiga Esteves, pelo seu contributo na realização deste trabalho.

Ao meu amigo Rui Fernandes e às minhas amigas Joceline Santos, Vânia Coronel, Nádia Neves, Liana Santos, Deyze Tavares e Bruna Vieira, um especial agradecimento pela vossa companhia, comentários feitos e ideias dadas durante a realização deste trabalho. Ao Emanuel Silva, um especial agradecimento pela sua grande ajuda.

Um especial obrigado à minha irmã Yara Miranda, pelos pareceres durante a escrita deste trabalho.

Aos meus amigos, Nuno Lopes, Ivano Barros, Adilson Pereira, Hélder Dias, Fidel Mendonça e Samilo Moreira pelos grandes momentos passados juntos.

E por fim, mas não menos importante, queria agradecer ao meu pai e aos meus irmãos pela inspiração e por todo o apoio que me deram.

A todos, quero destinar um muito obrigado.

ÍNDICE

RESUMO	i
ABSTRACT	ii
AGRADECIMENTOS	iii
ÍNDICE.....	iv
LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	vii
INTRODUÇÃO.....	1
Enquadramento geral.....	1
Tema e objectivos de investigação	2
Escolha do tema.....	3
Estrutura do trabalho	4
CAPÍTULO I - REVISÃO DA LITERATURA.....	5
1.1. A Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM).....	5
1.2. Formas de eficiência.....	7
1.3. As condições de mercado compatíveis com eficiência	8
1.4. O modelo de Passeio aleatório e a hipótese de eficiência de mercado.....	10
1.5. Eficiência de mercado nos contratos futuros.....	11
1.6. Evidências para o mercado português	12
CAPÍTULO II - DERIVADOS	14
2.1. O contrato de Futuro sobre o Índice PSI20	18
2.1.1. Índice PSI20	18
2.1.2. Contrato futuro	18
2.1.2.1. Características dos contratos de futuros	19
2.1.2.2. Câmara de compensação e o sistema de margens	21
2.1.2.3. Participantes do mercado.....	22
2.1.2.4. Os contratos de Futuros e os contratos <i>Forwards</i>	23
2.1.2.5. Volume e contratos em aberto (<i>Open Interest</i>)	24
CAPÍTULO III - DADOS E METODOLOGIA DE INVESTIGAÇÃO	27
3.1. Dados	27
3.2. Metodologia.....	28
3.2.1. Testes e Modelos Teóricos	30
3.2.1.1. Teste de correlação linear	30

3.2.1.2. Teste de Sequência (<i>Runs Tests</i>)	32
3.2.1.3. Teste de Raiz Unitária (<i>Unit root Test</i>)	34
3.2.1.4. Teste Rácio de Variância (<i>Variance Ratio Test</i>)	39
3.2.1.5. Teste de Cointegração (<i>Cointegration Test</i>).....	41
3.2.1.5.1. Teste de cointegração de Johansen.....	43
CAPÍTULO IV - ANÁLISE DOS DADOS	46
4.1. Estatística Descritiva	47
4.2. Análise da correlação entre o índice PSI20 e o contrato de futuro PSI20.....	50
4.3. Análise dos Resultados	52
4.3.1. Teste de correlação linear	52
4.3.2. Teste de Sequência (<i>Runs Tests</i>)	54
4.3.3. Teste de Raiz Unitária (<i>Unit root Test</i>)	55
4.3.4. Teste Rácio de Variância (<i>Variance Ratio Test</i>)	57
4.3.5. Teste de Cointegração (<i>Cointegration Test</i>).....	58
CONCLUSÃO.....	63
SUGESTÃO PARA INVESTIGAÇÃO FUTURA:.....	65
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	66
ANEXOS.....	I

LISTA DE TABELAS

Tabela 2. 1 - Ficha técnica do contrato de futuro sobre índice PSI 20.....	20
Tabela 2. 2 – Volume de futuros negociados nas bolsas europeias.....	26
Tabela 4. 1 - Medidas de estatística descritiva das rendibilidades diárias	49
Tabela 4. 2 – Correlação das cotações diárias	51
Tabela 4. 3 – Correlação das rendibilidades diárias	51
Tabela 4. 4 – Resultado do Teste de Autocorrelação	52
Tabela 4. 5 – Resultado do Teste de Sequência	54
Tabela 4. 6 – Resultado do Teste ADF.....	55
Tabela 4. 7 – Resultado do Teste KPSS	56
Tabela 4. 8 – Resultado do Teste rácio de variância	57
Tabela 4. 9 – Resultado do Teste ADF para série das cotações do PSI20	58
Tabela 4. 10 – Resultado do Teste KPSS para série das cotações do PSI20.....	59
Tabela 4. 11 – Resultado do Teste do traço.....	60
Tabela 4. 12 – Resultado do Teste do máximo valor próprio	60
Tabela 4. 13 – Coeficientes de cointegração normalizada	61
Tabela 4. 14 - Teste de restrição sobre os coeficientes estimados	61
Tabela 5. 1 – Resultados (conclusões) dos Testes efectuados.....	63

LISTA DE FIGURAS

Figura 2. 1 – Volume de contratos negociados mundialmente.....	14
Figura 2. 2 – Peso de cada derivado negociado mundialmente.....	15
Figura 2. 3 – Taxa crescimento do volume de contratos negociados mundialmente	15
Figura 2. 4 – Peso de cada derivado negociado na <i>Euronext-Lisbon</i>	16
Figura 2. 5 – Volume de contratos negociados por categoria	17
Figura 2. 6 – Volume de contratos negociados por região e peso de cada região em 2010	17
Figura 2. 7 – Volume de contratos negociados vs <i>Open Interest</i>	25
Figura 4. 1 - Evolução da cotação diária do índice PSI20 e do contrato futuro (<i>em pontos</i>)	46
Figura 4. 2 - Evolução das taxas de rendibilidade diárias (<i>em %</i>).....	47
Figura 4. 3 - Histograma das taxas de rendibilidade	49

INTRODUÇÃO

Enquadramento geral

A hipótese de eficiência de mercado foi e continua a ser um tema muito debatido na área financeira.

De acordo com Fama (1970), considerado o “mentor” da hipótese supra mencionada, um mercado é considerado eficiente, se todas as informações disponíveis, sejam históricas, públicas ou privadas, já estão incorporadas no preço actual.

Se os investidores acreditarem que o mercado é eficiente, isso significará que os preços já incorporaram toda a informação disponível. Sendo assim, na posse de qualquer tipo de informação, não será possível um agente do mercado obter ganhos anormais. Naturalmente, este facto poderá levar a um aumento de agentes no mercado, tornando-o cada vez mais líquido.

O mercado de capitais está directamente relacionado com o crescimento económico de um País, porquanto, entre outras razões, é um mercado onde as poupanças são canalizadas para o investimento e as empresas se financiam por forma a se expandirem. Deste modo, é de grande importância que os preços incorporem todas as informações disponíveis e que o mercado opere normalmente.

Atento ao facto de um mercado perfeitamente eficiente ser muito difícil de se verificar, Fama e Roberts foram os primeiros a classificar o mercado em 3 categorias, a saber, a forma fraca, a semi-forte e a forma forte.

Os primeiros estudos sobre a eficiência de mercado, suportados pela ideia de que o preço segue um processo de passeio aleatório, revelaram-se satisfatórios, porquanto concluíram que a hipótese de eficiência se verificava, pelo menos na forma fraca.

Contudo, estudos mais recentes, rejeitaram a hipótese de eficiência de mercado, visto que, os resultados obtidos anunciaram que os preços actuais seguiam determinados padrões, o que significa que os preços ainda não tinham incorporado todas as informações existentes até um determinado momento. Deste modo, seria possível utilizar estratégias de investimento baseados em padrões de preços históricos, isto é, fazer previsões de preços futuros com algum grau de certeza e utilizá-los de forma a obter ganhos anormais.

Tema e objectivos de investigação

O objectivo do presente trabalho, consiste em analisar a hipótese de eficiência de mercado, na sua forma fraca, dos contratos de futuro sobre o índice PSI20.

“Um contrato de futuro permite comprar ou vender uma determinada quantidade de um activo financeiro ou de uma matéria-prima, numa data futura e a um preço previamente fixado. O titular de um contrato de futuros tem assim um direito mas também uma obrigação de comprar ou de vender o activo subjacente a esse contrato, nas condições previamente estabelecidas” (Ferreira, 2008:111).

Pretendemos com o estudo analisar a eficiência de mercado dos contratos de futuros, através de alguns testes, designadamente o teste de correlação, de sequências, da raiz unitária, do rácio de variâncias e de cointegração. Por outro lado, torna-se interessante determinar os principais factos estilizados, que nos permitem perscrutar,

através da estatística descritiva, o comportamento das rendibilidades do activo subjacente e do respectivo contrato de futuro.

Escolha do tema

Os derivados desempenham uma função fundamental nos mercados financeiros, visto que o motivo primordial da criação destes produtos é a gestão do risco.

Dada a incerteza existente actualmente nos mercados financeiros (e não só), os contratos de futuro têm sido cada vez mais transaccionados, tornando o mercado de futuros muito líquido, com um volume de transacções cada vez mais significativo.

Optamos por este tema, pelas seguintes razões:

Os contratos de futuro são criados com o objectivo de gerir o risco, pois dá-nos a possibilidade de colocarmos certeza numa situação de incerteza. Este facto, por si só, revela, a grande importância dos derivados para os mercados;

Em virtude do papel que tais produtos desempenham nos mercados, estes têm de ser eficientes, por forma a eliminar qualquer possibilidade de manipulação;

(i) Nos últimos anos, os derivados, mormente os contratos de futuros têm sido cada vez mais transaccionados, com uma taxa de crescimento média anual acima dos 20%, o que é muito significativo.

(ii) A maioria dos estudos sobre a eficiência refere-se ao mercado à vista, sendo certo que a eficiência dos mercados é um tema que vem assumindo cada vez maior protagonismo, donde pensamos ser necessário analisar o mercado a prazo, sobretudo pela dimensão que tem vindo a alcançar.

(iii) No nosso entender um mercado eficiente é fundamental para a utilização eficaz dos contratos de futuros como instrumentos de cobertura de risco de preço.

Estrutura do trabalho

Este trabalho está estruturado em cinco capítulos, precedido de um intróito, onde procuramos fazer o enquadramento geral do tema.

No primeiro capítulo procuramos fazer uma revisão da literatura, em sede da qual exibimos a definição da hipótese de eficiência de mercado, assim como os principais autores que perfilham e os que arredam a hipótese em análise. Por fim, discorremos sobre os principais estudos empíricos e respectivas conclusões sobre a matéria.

O segundo capítulo encontra-se estruturado em duas partes: a primeira apresenta a evolução dos contratos de derivados negociados, na tentativa de conhecermos a dimensão destes produtos financeiros a nível mundial. Na segunda parte, apresentamos uma breve caracterização do funcionamento do mercado dos contratos de futuro.

O terceiro capítulo centra-se na metodologia aplicada no presente estudo, baseada em cinco testes de eficiência, bem como nos dados utilizados.

No quarto capítulo, efectuamos, primeiramente uma análise estatística da nossa série de forma a conhecermos as suas propriedades estatísticas, para de seguida procedermos aos testes propostos e interpretações dos resultados encontrados.

Por fim, apresentamos as conclusões extraídas e comparamos os resultados encontrados com estudos anteriores, quer para o mercado nacional, quer para o mercado internacional, assim como para o mercado à vista e o mercado a prazo.

CAPÍTULO I - REVISÃO DA LITERATURA

A questão sobre a eficiência dos mercados é fundamental para a área financeira. Se os mercados são eficientes, o preço de mercado fornece a melhor estimativa, isto é, será o preço justo do valor real do activo, na medida em que já incorpora toda a informação relevante sobre o referido activo.

De acordo com o artigo de Ederington e Lee (1993), a eficiência de mercado e a persistência da volatilidade são os dois factores que influenciam a rapidez com que o mercado se ajusta ao surgimento de uma nova informação.

No âmbito do presente trabalho, procederemos ao teste da hipótese de eficiência de mercado, na sua forma fraca, pelo que o objecto do trabalho não incidirá sobre a rapidez com que o preço se ajusta a uma nova informação, mas sim, sobre a informação histórica incorporada no preço.

1.1. A Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM)

A hipótese de que, num dado momento do tempo, todas as informações relevantes e disponíveis já estejam reflectidas nos preços dos activos é conhecida como Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM), a qual é considerada um dos pilares da área financeira e continua sendo um dos temas mais debatidos na área financeira. A referida hipótese tornou-se importante após o artigo elaborado por Fama (1970) sob o tema “*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*”.

Para Fama *et al* (1969) um mercado eficiente é um mercado que se ajusta rapidamente a novas informações.

E conforme ensina Pires (2006), se o mercado for eficiente, a chegada de uma nova informação ao mercado, reflecte-se imediatamente nos preços dos activos financeiros.

Um mercado em que o preço reflecte completamente as informações disponíveis, segundo Fama (1970), é rotulado de eficiente.

Segundo Pires (2006), a definição de eficiência pressupõe a especificação expressa do conjunto de informação sobre a qual incide a referida definição. De acordo com Jensen (1978) um mercado é eficiente, relativamente a um conjunto de informações, se for impossível obter lucro económico¹ ao negociar, com base nessas informações.

Uma definição semelhante à de Jensen foi dada por Malkiel (1992) segundo a qual, um mercado é considerado eficiente se reflectir de forma correcta todas as informações relevantes na determinação do preço dos títulos. Mais adianta o autor que o mercado é eficiente caso os preços não sejam afectados pela revelação de informações a todos os participantes do mercado. Esclarece ainda que num mercado eficiente é impossível obter lucro económico negociando com base nas informações disponíveis.

Afiança Pires (2006) que num mercado eficiente não é possível obter lucros anormais, a não ser por sorte, utilizando um conjunto de informações para tomar decisões.

Segundo Brealey e Myers (1998), o mercado de valores mobiliários é eficiente quando a informação é amplamente acessível e barata para os investidores, sendo certo que todos os dados relevantes e susceptíveis de averiguação são reflectidos nos preços.

¹O lucro económico refere-se à rentabilidade ajustada ao risco, líquido de todos os custos

Assim sendo, num mercado eficiente não podem existir transacções de VAL² (Valor Actual Líquido) positivo.

Jensen (1978) afirma que não existe nenhum conceito em economia que tenha mais evidências empíricas favoráveis do que a hipótese de eficiência de mercado.

1.2. Formas de eficiência

Alguns autores, nomeadamente Roberts e Fama, deixaram de testar se o mercado era perfeitamente eficiente e passaram a testar qual a forma de eficiência de um determinado mercado. Fama (1970) refere que Roberts foi o primeiro a classificar a eficiência de mercado em categorias, dependendo do conjunto de informação disponível que é reflectida no preço:

- Forma Fraca: nesta categoria, a informação considerada é a informação histórica sobre os preços e a rendibilidade dos activos. Considera-se que essa informação já está descontada no preço actual e como tal, torna-se impossível os investidores obterem ganhos anormais, baseando-se numa análise de padrões do preço histórico, conhecida como análise técnica, para obter ganhos anormais.

Deste modo, um mercado será considerado eficiente na forma fraca quando for impossível obter rendibilidades anormais com base apenas em informações históricas.

- Forma Semi-forte: nesta categoria, além da informação histórica, também as informações públicas disponíveis, tais como, aumento de capital, publicação de resultados da empresa, já estão reflectidas no preço actual. Nestes termos, uma análise aos principais indicadores financeiros da empresa, conhecida como

²Valor actual líquido é o somatório de todos os fluxos de caixa gerados no futuro, actualizados a uma determinada taxa, líquido do custo de investimento inicial

análise fundamental, não fará os investidores obterem ganhos extraordinários. Nesta categoria, apenas investidores com informação privilegiada (confidencial), conhecidos como *inside traders*, podem obter ganhos anormais.

Deste modo, um mercado será considerado eficiente na forma semi-forte quando for impossível obter retornos anormais alicerçados em informações históricas e públicas.

- Forma Forte: nesta categoria, os preços reflectem toda a informação existente no mercado, incluindo a informação histórica, a informação pública disponível e a informação privada.

Do exposto resulta que um mercado será considerado eficiente na forma forte quando for impossível obter retornos anormais com base em qualquer tipo de informações, de ordem histórica, pública ou privada.

Em síntese, podemos afirmar que se o mercado for eficiente na forma forte, também o será eficiente nas formas semi-forte e fraca; e caso o mercado seja eficiente na forma semi-forte, também o será na forma fraca.

1.3. As condições de mercado compatíveis com eficiência

Fama (1970) considera como condições suficientes para um mercado ser eficiente: (i) a não existência de custos de transacção na negociação de valores mobiliários; (ii) que todas as informações estejam disponíveis gratuitamente para todos os participantes do mercado; e (iii) que todos estejam de acordo sobre as implicações das informações actuais para o preço actual e distribuição de preços futuros de cada título. Concluiu o autor que essas condições, embora suficientes, não se afiguravam

necessárias, sendo certo que a hipótese de eficiência de mercado pode verificar-se mesmo na ausência de alguma das condições acima descritas.

Salienta ainda que o mercado pode ser eficiente se existir um número suficiente de investidores que tenham acesso imediato às informações disponíveis. E divergências entre os investidores sobre as implicações sobre determinada informação não implicam por si só, ineficiência do mercado a menos que haja investidores que possam fazer consistentemente melhores avaliações da informação disponível implícita nos preços de mercado.

Fama (1970) defende que a existência de custos de transacção, o facto de a informação não estar disponível gratuitamente para todos os participantes, e divergências entre os investidores sobre as implicações das informações não são necessariamente fontes de ineficiência do mercado, mas tão-somente fontes potenciais. Todos os três factores supra elencados existem em certa medida nos mercados reais.

Grossman e Stiglitz (1980) argumentaram que como a informação tem um custo, os preços não podem reflectir perfeitamente a informação que está disponível, pois se assim fosse, aqueles que gastaram os recursos para a obter não iriam receber nenhuma compensação, levando à conclusão de que um mercado perfeitamente eficiente não existe.

Conforme ensinam Campbell *et al.* (1997), a eficiência perfeita é um cenário irrealista e improvável na prática. Referem ainda que mesmo na teoria, como Grossman e Stiglitz (1980) demonstraram, os ganhos anormais existirão se houver custos na recolha e processamento de informações. Estes ganhos são necessários para compensar os investidores relativamente aos custos na recolha e processamento de informação.

Lo e Mackinlay (1988), ao analisarem os retornos semanais, entre 1962 e 1985, através do teste do rácio de variâncias, encontraram evidências que os levaram a rejeitar a hipótese de passeio aleatório e deste modo a hipótese de o mercado ser eficiente.

Seguindo a metodologia de Lo e Mackinlay (1988), Liu e He (1991) testaram a hipótese de passeio aleatório nas séries de taxas de câmbios, durante o período de 7 de Agosto de 1974 a 29 de Março de 1989, sobre cinco pares de moedas. Concluíram que, ao contrário dos estudos anteriores, os resultados encontrados rejeitavam a hipótese de passeio aleatório em todos os pares de moeda testados.

Fama (1991) reconheceu que a definição de eficiência de mercado definido em 1970, era demasiado forte, pois, para esta versão havia um pré requisito de que os custos de negociação e os custos de obter informação eram sempre zero. Desta forma, o autor, reformulou a definição, apresentando uma versão mais fraca e economicamente mais sensata, nos termos da qual passa a ser um mercado eficiente, aquele que os preços reflectem a informação até ao ponto onde os benefícios (ganhos) marginais baseado nesta informação não exceda os custos marginais.

1.4. O modelo de Passeio aleatório e a hipótese de eficiência de mercado

Fama (1965), refere que Bachelier (1900) e Osborne (1959) foram os primeiros a proporem o modelo de passeio aleatório³ para explicar o comportamento do preço. Refere que os ditos autores argumentaram que se novas informações surgissem de forma independente ao longo do tempo, e se a incerteza sobre os valores intrínsecos não tivessem qualquer padrão consistente, então a evolução dos preços sucessivos de um activo seria independente.

³ Conforme Brealey e Myers (1998) ensinam, nos modelos de passeio aleatório, as sucessivas mudanças nos preços são independentes.

Segundo Fama (1970), a afirmação de que o preço devia reflectir toda a informação disponível tinha implícito a hipótese de que as variações sucessivas nos preços (ou retornos), eram independentes e identicamente distribuídos (IID). Essa hipótese constituía o modelo de passeio aleatório (*Random Walk model*). Implicava que a função densidade de probabilidade, f , devia ser a mesma para todo t . Formalmente, tinha-se

$$f(r_{j,t+1}|\Phi_t) = f(r_{j,t+1}), \quad (1)$$

onde Φ_t é o conjunto de informação disponível no momento t e $r_{j,t+1}$ é a rendibilidade no momento $t + 1$.

A hipótese de mercado eficiente foi inicialmente destinada ao mercado accionista, para depois ser extensível a outros mercados.

1.5. Eficiência de mercado nos contratos futuros

Hull (2009) define contrato de futuro como sendo um acordo entre duas partes (comprador e vendedor), para comprar ou vender um determinado activo, num determinado momento futuro por um determinado preço (ambos previamente fixados).

Lee e Mathur (1999) analisaram a eficiência de mercado dos contratos de futuros, para o mercado espanhol. Analisaram as cotações de abertura e de fecho, de seis contratos de futuro, onde utilizaram os contratos mais próximos do vencimento, justificando que eram os contratos mais activos. No referido estudo efectuaram três testes, a saber: o teste de correlação, o de raiz unitária e o teste de rácio de variâncias. No primeiro, utilizando os preços de fecho, não encontraram evidências contra a hipótese de passeio aleatório para todos os contratos; no caso dos preços de abertura, apenas em dois contratos foi rejeitada a hipótese de passeio aleatório. No teste de raiz

unitária, não descobriram qualquer evidência contra a hipótese de passeio aleatório. E por último, no teste de rácio de variâncias, após terem adaptado o modelo à presença de heterocedasticidade, não foi possível apontar qualquer evidência estatística que rejeitasse a hipótese de passeio aleatório. Em síntese, Lee e Mathur (1999) afirmaram que o estudo realizado sugeria que o mercado de contratos de futuros era eficiente na forma fraca.

Lai e Lai (1991) consideram que a cointegração entre o preço à vista (*spot price*) e o respectivo preço futuro (*future price*) é uma condição necessária para a eficiência de mercado. Efectuaram um estudo, através do teste de cointegração de Johansen, sobre os cinco maiores mercados de taxas de câmbios, entre Julho de 1973 e Dezembro de 1989 e encontraram evidências contra a hipótese de mercado eficiente.

1.6. Evidências para o mercado português

Os estudos mais recentes sobre o mercado nacional, são os de Borges (2007) e Dias *et al.* (2002) e ambos analisaram o índice accionista PSI20.

Borges (2007) analisou o mercado durante o período de 01 de Janeiro de 1993 a 31 de Dezembro de 2006, tendo oportunidade de testar a eficiência do mercado português através da hipótese de passeio aleatório. Para o efeito ocorreu-se de uma metodologia baseada em quatro testes, a saber: o teste de correlação, o teste de sequências, o teste de raiz unitária e, por fim, o teste de rácio de variâncias. Para estes testes, utilizou dados diários, semanais e mensais. Apenas o teste de raiz unitária foi favorável, a 100%, à hipótese de passeio aleatório. Nos demais testes encontrou resultados mistos, alguns favoráveis e outros contra a eficiência do mercado. Mais concluiu que a correlação é elevada nas rendibilidades diárias, diminuindo nas semanais

e quase desaparecendo nas rendibilidades mensais. Também afirmou que, no intervalo de tempo, entre Março de 2000 a Dezembro de 2006, existem mais evidências favoráveis à hipótese de passeio aleatório. Concluiu que todos os resultados encontrados confirmam os estudos anteriores sobre o mercado nacional.

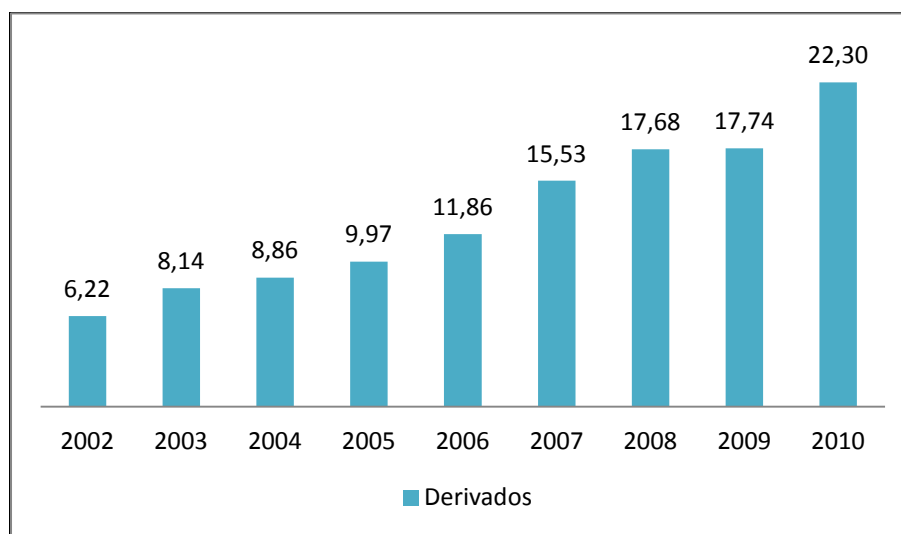
Dias *et al.* (2002) utilizaram para a análise de eficiência, dados diários referentes à cotação de abertura e de fecho, entre o período de Janeiro de 1993 a Setembro de 2001. Neste estudo efectuaram o teste de correlação, de raiz unitária e o teste de rácio de variâncias, sobre preços de abertura e de fecho, assim como a média diária dos preços. Concluiu que apenas o teste de raiz unitária tinha sido favorável à hipótese de eficiência de mercado, enquanto os outros dois testes a rejeitaram.

Relativamente ao mercado a prazo, não encontramos nenhum estudo realizado para o mercado nacional.

CAPÍTULO II - DERIVADOS

Os derivativos são instrumentos financeiros cujo preço ou valor depende do valor de um outro activo, designado geralmente, de activo subjacente. Os derivativos têm uma grande importância no mercado financeiro e também para qualquer empresa em geral, visto que uma utilização prudente destes instrumentos permitem aos participantes do mercado, por um lado, reduzir ou mesmo eliminar os mais variados tipos de riscos a que estão expostos, tais como riscos cambiais, riscos de taxa de juro, riscos da subida dos preços dos activos, entre outros, e por outro, a possibilidade de aumentar os seus lucros potenciais.

Figura 2. 1 – Volume de contratos negociados mundialmente



Unidade: Mil Milhões

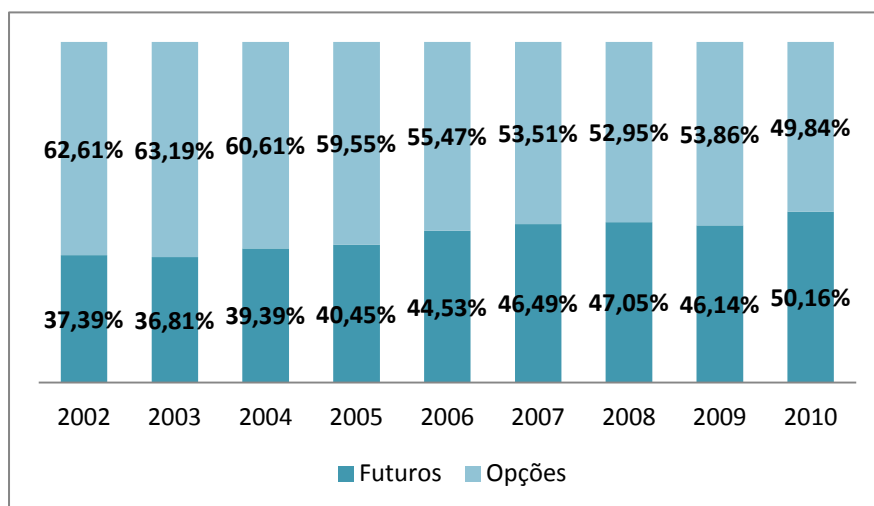
Fonte: FIA

A figura 2.1 mostra o volume de derivativos transaccionados mundialmente. Segundo a FIA⁴, no ano de 2010, foram negociados mais de 22,3 mil milhões de contratos de derivativos. Um valor recorde, sublinhe-se! Isto deve-se em grande parte ao rápido crescimento do volume de transacções nas bolsas Asiáticas (principalmente das bolsas da China, Índia e da Coreia do Sul) e da América Latina. Desde o ano de 2002

⁴ *Futures Industry Association*

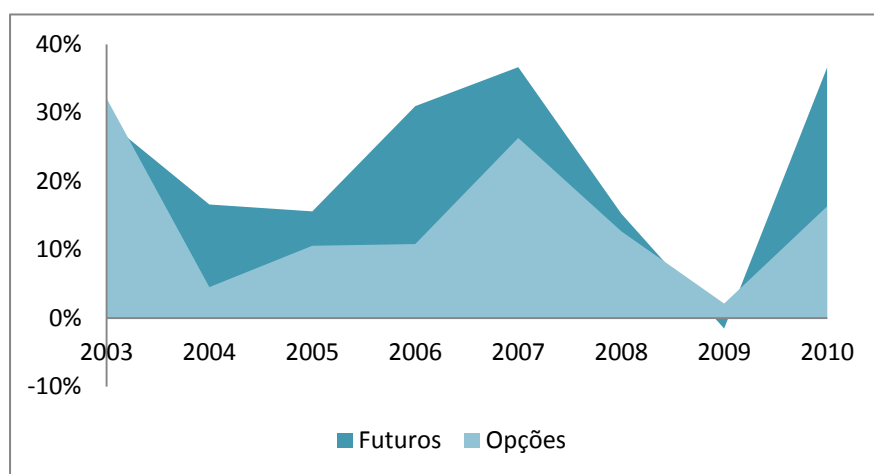
até 2010, o volume de contratos negociados aumentou mais de 258%, o que significa que passou de pouco mais de 6 mil milhões para mais de 22,3 mil milhões.

Figura 2. 2 – Peso de cada derivado negociado mundialmente



Fonte: FIA

Figura 2. 3 – Taxa crescimento do volume de contratos negociados mundialmente

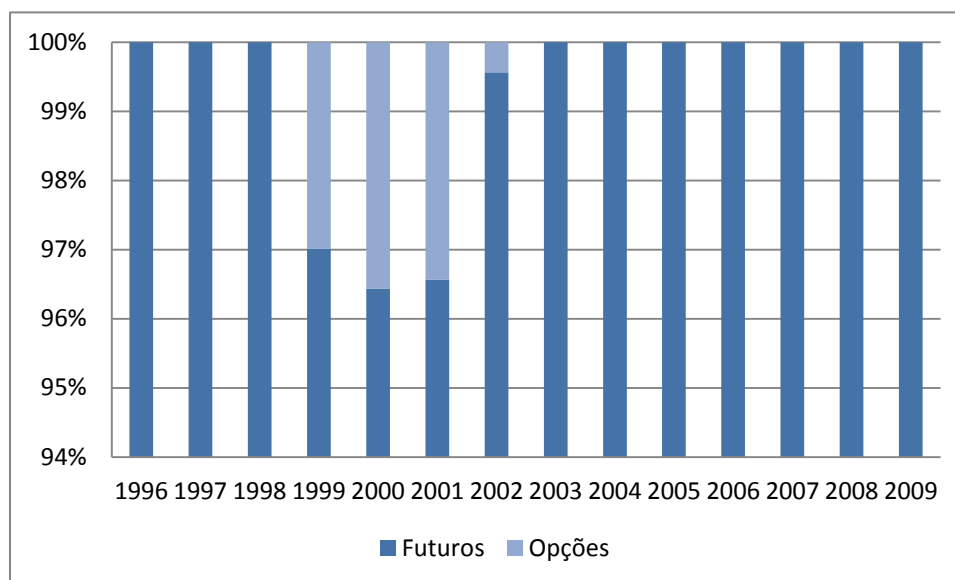


Fonte: FIA

Com base nas figuras 2.2 e 2.3, podemos observar que desde 2002, embora com maior número de transacções, as opções apresentaram uma taxa de crescimento inferior face aos contratos de futuros e que em 2010, pela primeira vez, os contratos de futuros ultrapassaram, em volume de transacções, as opções. Os contratos de futuros tiveram uma taxa de crescimento média anual de cerca de 22% enquanto a taxa de crescimento

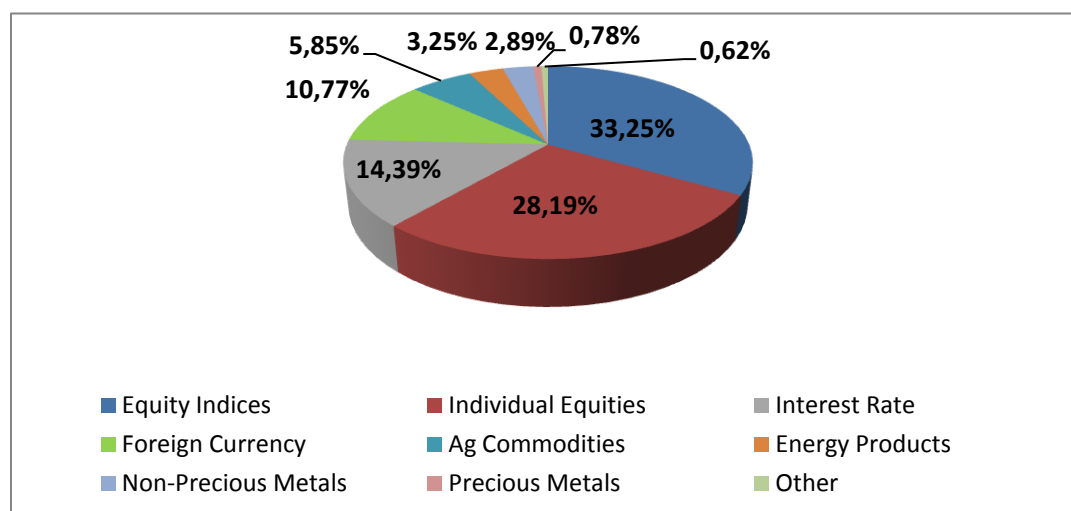
média das opções foi cerca de 14%, o que demonstra que os participantes do mercado têm apostado cada vez mais nos futuros em detrimento das opções.

Figura 2. 4 – Peso de cada derivado negociado na *Euronext-Lisbon*



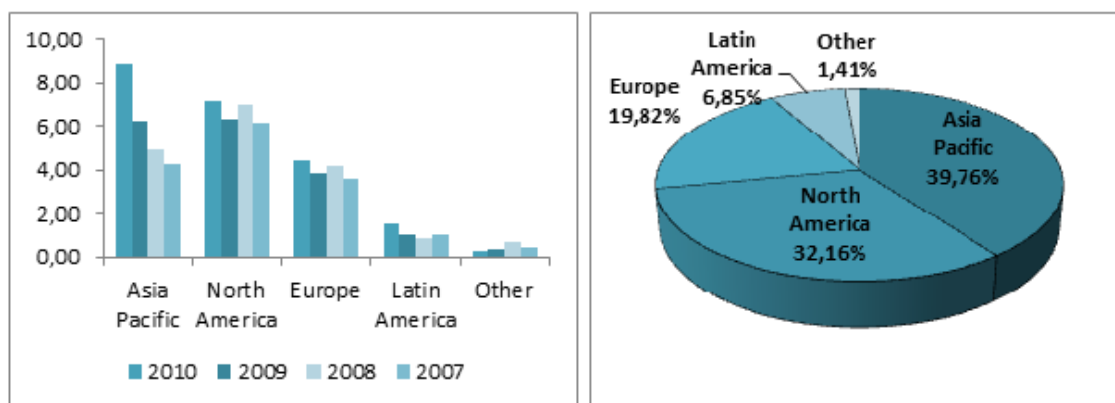
Fonte: NYSE *Euronext Lisbon*

Observando-se a figura 2.4, constata-se que na bolsa *Euronext-Lisbon*, os investidores têm uma preferência pelos futuros ante as opções. Há um domínio quase a 100% dos contratos de futuros. Apenas no período de 1999 a 2002 é que foram negociadas opções e a partir daí o mercado foi dominado a 100% pelos futuros. Destarte conclui-se que o mercado nacional não acompanhou o mercado internacional, na medida em que durante o período em causa, as transacções mundiais de opções foram superiores às dos futuros.

Figura 2. 5 – Volume de contratos negociados por categoria

Fonte: FIA

Da figura 2.5, resulta evidente que, os derivados mais transaccionados são os contratos sobre os índices accionistas, com um peso de 33,25% do total. Note-se que o contrato em estudo pertence precisamente a esta categoria.

Figura 2. 6 – Volume de contratos negociados por região e peso de cada região em 2010

Unidade: mil Milhões

Fonte: FIA

A figura 2.6 demonstra que, até 2009, o mercado foi dominado pela região Norte Americana, não obstante a Ásia ter ocupado uma posição muito próxima. Em 2010, pela primeira vez, a região Norte Americana, com um peso de 32,16% foi ultrapassada pela Ásia com um peso de 39,76%. Isto demonstra como o crescimento económico dessa região afecta positivamente o volume de transacções dos derivados.

2.1. O contrato de Futuro sobre o Índice PSI20

Sendo o contrato de futuro em análise, um produto derivado, convém fazermos uma breve referência sobre este instrumento, em especial no que concerne às principais características, ao funcionamento do mercado de futuros, bem como ao próprio activo subjacente, ou seja, o índice PSI20.

2.1.1. Índice PSI20

O índice PSI20 (*Portuguese Stock Index*) é o principal índice de referência do mercado de capitais português, reflectindo a evolução dos preços das 20 emissões de acções de maior dimensão e liquidez seleccionadas do universo das empresas admitidas à negociação no Mercado de Cotações Oficiais⁵, tendo sido criado com duas finalidades:

1. Servir de indicador da evolução do mercado accionista de Portugal; e
2. Servir de suporte à negociação de contratos de futuros e de opções

2.1.2. Contrato futuro

Como afirmamos anteriormente, Hull (2009) define contrato de futuro como sendo um acordo entre duas partes (comprador e vendedor), para comprar ou vender um determinado activo, num determinado momento futuro por um determinado preço (ambos previamente fixados).

O comprador/vendedor de um contrato futuro fica com o direito e a obrigação de comprar/vender o activo subjacente nas condições previamente estabelecidas.

⁵ É o segmento de mercado da Bolsa na qual todas as acções e outros valores mobiliários são negociados através de um sistema de negociação em contínuo.

Os contratos de futuros sobre índices accionistas permitem que os participantes do mercado obtenham uma exposição a variações de preços dos índices sem que seja necessário comprar todas as acções que constituem e integram esse índice. Nos contratos de futuros, as comissões são mais baratas e os participantes apenas têm de depositar uma parte do investimento total para garantir igual exposição em acções no mercado à vista. Os contratos de futuros também são uma alternativa de investimento.

Num mercado em alta (*bull market*), os respectivos participantes, podem ter uma posição longa (compradora) em contratos de futuros de forma a ganhar com uma evolução positiva do mercado.

Já num mercado em queda (*bear market*) os participantes acumulam perdas no mercado à vista. Nestes períodos, os contratos de futuros apresentam-se como uma boa alternativa de investimento, uma vez que os participantes podem ter uma posição curta (vendedora) em contratos de futuros, de modo a beneficiar de uma evolução negativa do mercado.

2.1.2.1. Características dos contratos de futuros

Os contratos de futuros são negociados em mercados organizados, as ditas bolsas. De modo a tornar essas transacções possíveis e com muita liquidez, a Bolsa especifica algumas características no contrato que são padronizadas, a saber:

- a quantidade;
- a qualidade;
- o vencimento;
- o tipo de liquidação;
- a variação mínima do preço (*tick*); e

- a especificação do activo subjacente.

No que se refere à liquidação, importa salientar que os contratos de futuros podem ter liquidação financeira (*cash settlement*) ou física. Sendo a liquidação física, haverá pagamento do valor e recebimento do activo subjacente. Já no caso da liquidação ser financeira, haverá o pagamento ou recebimento da diferença entre o preço previamente fixado e o preço de liquidação.

O quadro abaixo ilustra a ficha técnica do contrato de futuro sobre o índice PSI20:

Tabela 2. 1 - Ficha técnica do contrato de futuro sobre índice PSI 20

Unidade de Negociação (valor do contrato)	PSI20*1 euro
Método de Cotação	Em pontos de índice
Mínima Variação de Cotação (<i>Tick</i>)	1 (i.e., um ponto de índice, perfazendo 1 euro)
Vencimentos (meses de contratação)	Quatro meses mais próximos do ciclo Março, Junho, Setembro e Dezembro
Último Dia de Negociação	Terceira Sexta Feira do mês de vencimento
Dia de Vencimento	Um dia útil após o último Dia de Negociação
Liquidação no Vencimento	Financeira
Preço de liquidação no Vencimento	Preço de Fecho do activo subjacente no mercado à vista

Fonte: NYSE Euronext Lisbon

2.1.2.2. Câmara de compensação e o sistema de margens

Além do comprador e do vendedor do contrato de futuro, existe ainda um outro interveniente - o intermediário na transacção - a Bolsa, conhecida como Câmara de compensação (*Clearing house*), a qual actua como contraparte do comprador e do vendedor. A Câmara de compensação tem funções diversas, entre as quais se destacam as seguintes: (i) dar garantias aos participantes nas transacções, (ii) exigir o depósito das margens, (iii) fazer os ajustes diários de ganhos e perdas e o respectivo depósito ou reforço do saldo na conta margem, (iv) a liquidação dos contratos no vencimento, (v) poder impor limites máximos de variações do preço, ou seja, garantir o pleno funcionamento do mercado dos contratos de futuros.

As partes do contrato não têm necessariamente de se conhecerem, porquanto a bolsa fornece garantias a ambas de que o contrato será cumprido.

Essas garantias baseiam-se num sistema de margens, nomeadamente a margem inicial e a margem de segurança.

Ao comprar/vender um contrato de futuro, tanto o comprador, como o vendedor não pagam a totalidade do valor do contrato, mas tão só uma fracção do mesmo (margem inicial), a qual será depositada numa conta margem. Após a transacção, as cotações do activo subjacente vão variando, implicando ganhos para uma das partes e perdas para a outra. A parte que se encontra em perda expõe a outra ao risco de crédito (risco de incumprimento). Com vista a minimizar este risco, a câmara de compensação exige aos participantes, o depósito desta margem inicial, garantindo deste modo as perdas devido a evolução desfavorável das cotações do activo subjacente. As variações desfavoráveis relativamente a uma das partes podem levar a uma diminuição significativa ou mesmo a uma anulação da margem inicial. Nesta senda, a câmara de

compensação impõe uma outra margem - a margem de segurança – que, basicamente, se traduz num limite mínimo cujo alcance ou ultrapassagem despoleta a obrigação da parte perdedora de fazer um reforço de margem, geralmente ao valor da margem inicial.

Diariamente, os contratos são actualizados ao valor de mercado, tendo por base um preço de referência (*settlement price*), o que implica variações nas margens. Através destas actualizações diárias, são feitas os ajustes também diários de ganhos e perdas onde a parte ganhadora pode fazer levantamentos e a parte perdedora, caso atinja a margem de segurança, é obrigada a fazer o reforço de margem.

A existência da Câmara de compensação e do sistema de margens podem reduzir ou até eliminar o risco de incumprimento (*default*).

2.1.2.3. Participantes do mercado

Existem três grupos distintos de participantes que negociam os contratos de futuros, cada um com um objectivo diferente, a saber: os gestores de risco (*hedgers*), os especuladores e os arbitragistas.

Os *hedgers* procuram reduzir ou eliminar o risco de uma evolução desfavorável do mercado e para isso, tomam uma posição nos contratos de futuros contrária à posição detida no mercado a vista.

Os especuladores, não têm nenhuma posição no mercado à vista, assumindo somente uma posição compradora ou vendedora nos contratos de futuros, de acordo com as expectativas que têm acerca da evolução do mercado.

Os arbitragistas procuram retirar benefícios do desequilíbrio do mercado. São investidores que, constatando o desequilíbrio no mercado, assumem posições contrárias

no mercado à vista e nos contratos de futuros, de forma a poderem beneficiar-se desse desequilíbrio.

Pelo exposto, e atentas as suas funções, conclui-se que todos os três grupos de participantes revestem-se de suma importância para o regular funcionamento do mercado.

Com efeito, embora o interesse primordial nos mercados de futuros seja a gestão do risco (*hedging*), a especulação é muito importante para o mercado de futuros, pois além de assumirem os riscos que os *hedgers* pretendem transferir, os especuladores conferem liquidez ao mercado. A arbitragem também é importante, pois são os arbitragistas é que corrigem os desequilíbrios momentâneos que ocorrem no mercado.

2.1.2.4. Os contratos de Futuros e os contratos *Forwards*

Importa diferenciar os contratos de futuros dos contratos *forwards*, visto que, não obstante serem ambos contratos a prazo de compra e venda, possuem algumas diferenças determinantes.

Os contratos *forwards* são acordos específicos entre duas partes para comprar ou vender um determinado activo por um determinado preço, numa determinada data.

O que diferencia os contratos de futuros dos *forwards* é a flexibilidade que esses últimos possuem, porquanto são contratos personalizados, criados à medida do agente de mercado. Já os contratos de futuros são padronizados, em que os seus elementos já estão fixados.

Por outro lado, atenta a sua personalização, os contratos *forwards* possuem características diferentes dos futuros. Estes são negociados em mercados de balcão

(*Over The Counter* - OTC) e não são negociados nas mesmas quantidades do que os contratos de futuros, o que significa que têm menor liquidez e existe uma maior probabilidade de uma das partes entrar em incumprimento.

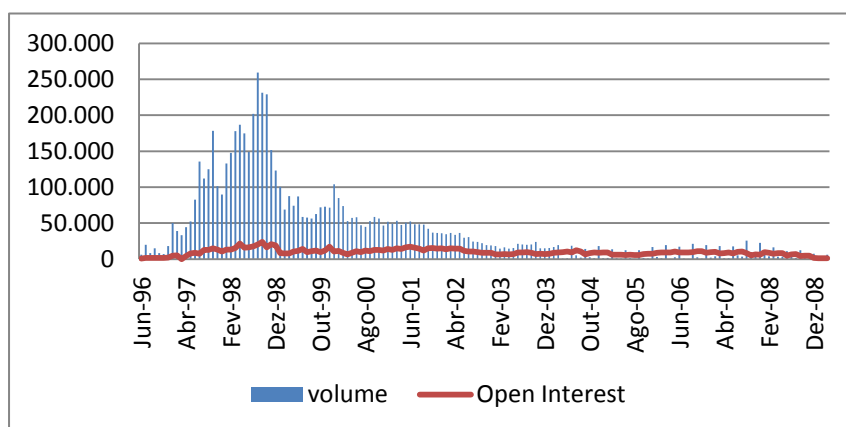
2.1.2.5. Volume e contratos em aberto (*Open Interest*)

Os contratos em aberto, denominados de *Open Interest*, referem-se ao número de contratos que estão abertos, isto é, que ainda não foram fechados através de uma tomada de posição contrária⁶ ou que ainda não atingiram o seu vencimento.

Os contratos em aberto vão aumentando à medida que forem criados novos contratos, isto é, quando aparece no mercado um novo comprador e um novo vendedor. Caso apenas um dos participantes, o comprador ou o vendedor, seja novo no mercado, o número de contratos em aberto mantém-se inalterado. Por outro lado, os contratos em aberto diminuem, podendo chegar a zero, quando os vendedores e os compradores, já existentes no mercado, tomam posições contrárias, designadas posições de fecho.

O volume é basicamente o número de contratos negociados durante um determinado período. Deste modo o volume reflecte o número de contratos que foram negociados entre os vendedores e os compradores, não importando se o contrato é novo no mercado ou se já existia.

⁶ Após a entrada no mercado de contratos de futuros ao assumir a posição de comprador ou vendedor, a saída do mercado importa necessariamente a assunção de uma posição contrária ao que inicialmente foi tomada.

Figura 2. 7 – Volume de contratos negociados vs *Open Interest*

Fonte: NYSE Euronext-Lisbon

A figura 2.7, mostra como, inicialmente, o volume era significativamente superior aos contratos em aberto, mas que a partir de 2003, o volume diminuiu drasticamente, chegando aos valores dos contratos em aberto. Isso revela que os investidores têm vindo a transaccionar cada vez menos os contratos de futuros.

Por último, importa referir que a bolsa nacional é aquela que tem menos liquidez, quando comparada com as outras bolsas europeias que pertencem à *Euronext*, nomeadamente a bolsa de Paris, de Bruxelas e de Amesterdão. A tabela seguinte mostra o volume de contratos de futuros sobre índices accionistas negociados nas bolsas europeias pertencentes ao grupo *NYSE Euronext*.

Tabela 2. 2 – Volume de futuros negociados nas bolsas europeias⁷

Bolsa	Amsterdam	Brussels	Paris	Lisbon
Periodo	Futuro AEX	Futuro BEL 20	Futuro CAC 40	Futuro PSI20
2000	2.674.824	780.301	18.249.903	737.514
2001	3.317.913	543.501	22.923.597	564.514
2002	4.231.053	507.229	26.411.321	346.134
2003	5.215.465	328.673	29.319.624	214.415
2004	5.651.747	379.855	24.058.528	114.955
2005	7.397.665	552.908	25.011.372	64.252
2006	11.165.258	654.520	33.405.804	88.557
2007	12.850.137	596.144	44.668.975	110.485
2008	12.477.916	615.088	49.242.000	75.904
2009	10.524.741	296.543	41.940.487	61.225
2010	11.958.934	158.047	44.559.669	126.127

Fonte: NYSE Euronext-Lisbon

⁷ Refere apenas aos contratos de futuro sobre os índices accionistas

CAPÍTULO III - DADOS E METODOLOGIA DE INVESTIGAÇÃO

3.1. Dados

O objectivo do presente trabalho é testar a hipótese de eficiência de mercado (HEM), na forma fraca, dos contratos futuros sobre o índice accionista português, o PSI20.

Os dados necessários para a realização do estudo empírico foram recolhidos da base de dados *Thomson Datastream Advance 4.0* e referem-se às cotações diárias de fecho do índice PSI20 e do contrato futuro sobre o índice PSI20, tendo como base o período de 21 de Outubro de 1996 a 31 de Dezembro de 2010, totalizando 3667 observações.

Segundo Campbell, Lo e Mackinlay (1997), há duas razões pelas quais devemos focar a nossa atenção nas rendibilidades e não nos preços. A primeira, é que a dimensão dos investimentos não afecta a alteração dos preços, pelo que a rendibilidade fornece um resumo completo da oportunidade de investimento. A segunda razão é que as rendibilidades possuem propriedades estatísticas mais atractivas do que os preços, como a estacionariedade⁸ e a ergodicidade⁹, e, por conseguinte, há maior facilidade na sua análise.

⁸ Um processo estacionário em termos gerais, segundo Murteira, Müller e Turkman (1993), traduz a situação em que o sistema se apresenta num estado de equilíbrio estatístico em torno de um nível médio fixo, isto é, tem propriedades estatísticas que são estáveis ao longo do tempo. Considerando que a estacionariedade no sentido estrito, na esteira do pensamento dos ditos autores é uma propriedade demasiado exigente e de difícil verificação, neste trabalho referimos a processos fracamente estacionários até à 2ª ordem. De acordo com Gujarati (2000), um processo é fracamente estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e também se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasamento entre os dois períodos e não do período no qual é calculada.

⁹ O conceito de ergodicidade implica a possibilidade de eventos futuros serem previstos com base em informações passadas.

Com efeito, conforme professa Tsay (2002), as propriedades estatísticas das rendibilidades compostas continuamente (*log return*) são mais fáceis de serem trabalhadas do que as rendibilidades simples¹⁰.

Com base nestas cotações, calculamos as taxas de rendibilidades diárias, compostas continuamente, do índice e do contrato futuro da seguinte forma:

$$R_t = \ln \left(\frac{Cotação_t}{Cotação_{t-1}} \right) \quad (2)$$

onde R_t representa a taxa de rendibilidade diária, a $Cotação_t$ representa a cotação de fecho no dia t e a $Cotação_{t-1}$ representa a cotação de fecho na dia $t-1$, tanto para o caso do índice PSI20 como para o caso do contrato futuro.

Relativamente ao contrato futuro, foi escolhido o contrato mais próximo do seu vencimento, na medida em que é considerado mais líquido.

3.2. Metodologia

De acordo com a hipótese de eficiência de mercado (HEM), na sua forma fraca, não é possível efectuar previsões dos preços ou rendibilidades futuras com base nas informações históricas. Deste modo, não deveria ser possível existir uma situação de dependência linear das rendibilidades futuras face às rendibilidades passadas.

Pretendemos com este trabalho testar a hipótese de eficiência de mercado (HEM), na forma fraca, dos contratos de futuros sobre o índice PSI20.

Para o referido teste, recorreremos à metodologia baseada nos testes de correlação linear das rendibilidades, de sequências (*runs tests*), da raiz unitária (*unit root test*) e do

¹⁰ A rendibilidade simples é calculada através da seguinte fórmula: $R_t = \frac{Preço_t - Preço_{t-1}}{Preço_{t-1}}$

rácio de variâncias (*variance ratio test*). Ademais iremos utilizar o método proposto por Johansen, conhecido como teste de Cointegração.

De referir que, assim como a hipótese de eficiência de mercado foi inicialmente aplicado ao mercado accionista, mas depois foi generalizada para outros mercados de activos financeiros, estes modelos (testes) foram criados com o objectivo de testar a eficiência de mercado accionista, mas visto que o instrumento financeiro em estudo apresenta uma elevada correlação com o índice accionista português, e pelo facto de o activo subjacente ser o próprio índice, também teremos oportunidade de testar a eficiência de mercado dos contratos de futuros sobre índice PSI20.

A escolha dos modelos (testes) baseados nos artigos de Roberts (1959), Fama (1965), Lee e Mathur (1999), Borges (2007), entre outros, teve como principal objectivo, aferir da possibilidade de extrair as mesmas conclusões que os autores, desta feita para o mercado em estudo, ou, se pelo contrário, as ilações serão diversas atenta a antiguidade e as limitações das técnicas.

Convém salientar que os métodos supra referidos foram muitas vezes utilizados por outros autores na tentativa de testar a eficiência informacional não só do mercado accionista como também dos mercados de contratos de futuros.

Os testes realizados foram efectuados com recurso ao *software* estatístico *EViews 7.0* com excepção do teste de sequências, no qual foi utilizado o *software* estatístico *SPSS 17.0*.

3.2.1. Testes e Modelos Teóricos

Neste capítulo, apresentamos os principais modelos e testes, que utilizámos para testar a hipótese de eficiência de mercado dos contratos de futuro sobre o índice PSI20 relativamente ao período compreendido entre 21 de Outubro de 1996 e 31 de Dezembro de 2010 (3667 observações diárias).

3.2.1.1. Teste de correlação linear

O teste de correlação analisa a relação existente entre variáveis em períodos passados e períodos actuais, com base em diferentes intervalos de desfasamentos (*lags*). Podem ser utilizados para testar a existência de dependência ou não de uma série temporal.

O coeficiente de correlação é uma medida da relação entre valores de uma variável no momento actual e seus valores passados, através do qual podemos verificar se os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos, isto é, se são significativamente diferentes de zero.

Para a realização do teste de correlação das taxas de rendibilidade utilizamos a abordagem decalcada sobre o artigo de Fama (1965), pela qual, vamos determinar se existe alguma correlação entre as rendibilidades passadas e as rendibilidades futuras, isto é, se existe algum tipo de dependência das rendibilidades futuras face às rendibilidades passadas.

Para o efeito, realizamos o teste de autocorrelação das taxas de rendibilidade dos contratos futuros sobre o índice PSI20.

Este teste baseia-se na função autocorrelação (FAC), a qual, conforme professam Murteira, Müller e Turkman (1993), para cada k , denominada por ρ_k , obtém-

se a partir da seguinte fórmula: $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$, onde γ_k é a covariância de ordem k e γ_0 é a variância. Segundo os autores acima citados, ρ_k mede a correlação entre pares de valores do processo separados por um intervalo k .

Através da *estatística Q de Ljung Box*¹¹, testaremos se a hipótese de ausência de correlação entre as rendibilidades é rejeitada ou não.

A hipótese a testar será $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ (*inexistência de autocorrelação*) vs $H_1: \rho_k \neq 0$ (*existência de autocorrelação*). Com base neste teste vamos aferir se todos os coeficientes de correlação, ρ_k , são simultaneamente nulos, pelo que estamos perante uma hipótese conjunta. A rejeição da hipótese sugere que as rendibilidades futuras dependem das rendibilidades passadas.

De acordo com Afonso *et al.* (2004), este teste é considerado um dos testes mais simples, é de adopção generalizada para analisar a dependência e consiste na estimação dos coeficientes de correlação entre as variações dos preços em períodos diferentes. Mais afirmam os ditos autores que, para testar a existência de autocorrelação correctamente, será necessário que a série tenha variância constante ao longo do período em estudo, e deste modo é frequente o estudo não da série das variações dos preços, mas sim da série das rendibilidades.

Segundo Elton *et al.* (2007), o quadrado do coeficiente de correlação é a fracção da variação da rendibilidade do momento t , que é explicada pela rendibilidade passada.

¹¹Segundo Murteira, Müller e Turkman (1993) o teste de *Ljung Box* representa uma modificação melhorada do teste de *Box Pierce* e é dada pela estatística $Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{1}{n-k} \hat{\rho}_k^2$, que converge mais rapidamente, para uma distribuição do Qui-quadrado. A *estatística Q de Ljung Box* juntamente com o valor correspondente da probabilidade (*p-value*) é uma estatística de teste cuja hipótese nula é da ausência de autocorrelação para uma determinada ordem de desfasamento

3.2.1.2. Teste de Sequência (*Runs Tests*)

De acordo com Elton *et al.* (2007), um problema típico nos testes de correlação, é o facto de os coeficientes de correlação serem fortemente influenciados por observações extremas, conhecidas geralmente como *outliers*¹². Deste modo, o teste de sequência é um teste alternativo, que elimina o efeito das observações extremas e consiste na análise do sinal das variações no preço.

Este teste, também se afigura um teste de independência, e determina se as variações (ou rendibilidades, no nosso caso) sucessivas nos preços são independentes uma das outras.

Designamos por N o número total de observações; N_+ como o número de observações acima do ponto de corte e N_- o número de observações abaixo do ponto de corte, onde $N = N_+ + N_-$

Este teste consiste em comparar cada observação da nossa série (as taxas de rendibilidades do contrato futuro sobre o índice PSI20) com um valor fixado previamente (valor de referência), que é designado no *SPSS* por *cut point* (ponto de corte). O ponto de corte pode tomar vários valores, tais como, a média, a mediana, a moda, o valor zero, entre outros. No nosso trabalho tomaremos como ponto de corte a média, a mediana e a moda que é igual a zero.

Designamos por (+) a rendibilidade quando for superior (ou igual) ao ponto de corte e por (-) a rendibilidade inferior ao ponto de corte.

Uma sequência de sucessivas variações com o mesmo sinal é chamada de *run*.

¹² Segundo Pestana e Gageiro (2008), *outlier* é uma observação distinta das demais, que estão associadas a resíduos com valores elevados, isto é, apresenta um valor muito afastado das demais da série

Segundo Borges (2007), este teste é um teste não paramétrico¹³, logo não exige que as rendibilidades tenham distribuição normal.

Com base neste teste, se as rendibilidades forem independentes entre si, o número real de sequências (geralmente designada por R) deve estar próximo do número esperado de sequências (μ_R).

A hipótese a testar será H_0 : *aleatoriedade da série* vs H_1 : *não aleatoriedade da série*.

O teste é bilateral: rejeita-se a hipótese nula quando há poucas sequências diferentes (na situação extrema só existe apenas uma sequência) ou quando há muitas sequências diferentes (na situação extrema o número de sequências será igual ao número de observações).

E a estatística de teste pode ser aproximada pela distribuição Normal:

$$Z = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R} \sim N(0,1) \quad (3)$$

onde

$$\mu_R = \frac{2N_+N_-}{N} + 1$$

e

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{2N_+N_-(2N_+N_- - N)}{N^2(N - 1)}}$$

¹³ Conforme ensina Maroco (2007) os testes paramétricos exigem a verificação simultânea de duas condições: (1) que a variável dependente possua distribuição normal e que (2) as variâncias sejam homogêneas caso estejamos a comparar duas ou mais populações enquanto os testes não paramétricos não exigem essas condições e são considerados geralmente uma alternativa menos potente aos testes paramétricos, o que significa que, a probabilidade de rejeitar H_0 correctamente é menor.

3.2.1.3. Teste de Raiz Unitária (*Unit root Test*)

O objectivo deste teste é determinar se uma série é estacionária em nível (série original) ou se se torna estacionária ao aplicarmos uma ou mais diferenças à série original.

Mas antes de falarmos sobre o teste propriamente dito, importa fazer um breve resumo sobre o modo como alcançámos o modelo que será utilizado neste teste. O resumo será baseado no livro “*Econometria Básica*” de Damodar Gujarati (2000).

O teste de raiz unitária funda-se na análise de séries caracterizadas pela presença de um Passeio Aleatório (*Randon Walk*), séries não estacionárias, que por seu turno, são séries que não apresentam dependência linear.

Gujarati (2000) explica que a forma mais fácil de apresentar esse teste é através do seguinte modelo

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

onde u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas, nomeadamente, ele tem média zero, variância σ^2 constante e não é autocorrelacionado. Esse termo de erro é conhecido também como termo de erro de ruído branco (*white noise*¹⁴).

A equação anterior traduz uma regressão autoregressivo de 1ª ordem, ou AR(1), visto que há um retrocesso do valor de Y no momento t sobre o seu valor no momento $(t-1)$. Se o coeficiente de Y_{t-1} for de facto igual a 1, deparamo-nos com o problema da raiz unitária, isto é, uma situação onde a série não é estacionária. Se estimarmos o modelo

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

¹⁴ Sequência de observações independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância constante

e caso verificarmos que $\rho = 1$, chegaremos à conclusão de que a variável Y tem uma raiz unitária.

Mais esclarece Gujarati (2000) que uma série temporal que tenha uma raiz unitária é conhecida como uma série temporal de passeio aleatório (*Random Walk*). E um passeio aleatório é um exemplo de uma série temporal não estacionária.

Sabendo que Δ é o operador de primeira diferença, isso é, $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$, podemos subtrair ambos os lados da equação (5) por Y_{t-1} : Desta forma, temos:

$$\begin{aligned} Y_t &= \rho Y_{t-1} + u_t \Leftrightarrow Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} + u_t - Y_{t-1} \\ &\Leftrightarrow \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

em que $\delta = (\rho - 1)$. As equações (5) e (6) são iguais, mas agora a hipótese nula em vez de ser $\rho = 1$, será $\delta = 0$. Se δ for igual a zero, podemos escrever a equação (6) como

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (7)$$

e de acordo com a equação (7), as primeiras diferenças de uma série temporal com passeio aleatório ($= u_t$) já serão agora uma série temporal estacionária, pois, por hipótese, u_t é puramente aleatório.

Se uma série temporal for diferenciada uma vez e a série diferenciada se tornar estacionária, diremos que a série original (com passeio aleatório) é integrada de ordem 1, designada por $I(1)$. Do mesmo modo, se a série original tiver de ser diferenciada duas vezes (isto é, aplicar a primeira diferença à série diferenciada) antes de se tornar estacionária, a série original é integrada de ordem 2, ou $I(2)$.

De um modo geral, se uma série temporal tiver de ser diferenciada d vezes, ela será integrada de ordem d , ou $I(d)$. Nesta senda, sempre que tivermos uma série

temporal integrada de ordem 1 ou maior, teremos uma série temporal não-estacionária. Por último, se $d=0$, o processo $I(0)$ resultante representa uma série temporal estacionária.

Para verificar se uma série Y_t é não estacionária, estima-se a regressão (5) e verifica-se se $\hat{\rho}$ é estatisticamente igual a 1 ou, de forma equivalente, estima-se (6) e verifica-se se $\hat{\delta} = 0$, com base na estatística τ (tau), cujos valores críticos foram calculados por Dickey e Fuller através de simulações de Monte Carlo. Este teste tau é conhecido como teste de Dickey-Fuller (DF).

Se o valor absoluto calculado da *estatística* τ (isto é, $|\tau|$) for superior aos valores críticos absolutos τ de DF, então não rejeitaremos a hipótese de que determinada série temporal é estacionária. Se, por outro lado, ele for menor que o valor crítico, a série temporal será não estacionária.

Segundo Gujarati (2000), em regressões envolvendo dados de séries temporais, a variável tempo ou tendência t é frequentemente incluída como um dos regressores, para evitar o problema da correlação espúria. Por outras palavras, a introdução da variável de tendência na regressão tem o efeito de remover a tendência.

Deste modo, o modelo será:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

onde t é a variável tempo ou tendência. A hipótese nula é $\delta = 0$, ou seja, há uma raiz unitária.

Se o termo de erro u_t é autocorrelacionado, modifica-se (7) para:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde m é a ordem de defasamentos, β_1 é a constante, β_2 é o coeficiente a estimar para a tendência, α_i são os coeficientes a estimar e ε_t é o ruído branco.

A hipótese nula é ainda a de que $\delta = 0$ ou $\rho = 1$, ou seja, existe uma raiz unitária em Y (isto é, Y não é estacionário). Quando o teste de DF é aplicado a modelos como (8), é designado de teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF). A estatística do teste de ADF tem a mesma distribuição assintótica que a estatística DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos.

A vantagem do teste ADF face ao teste DF é a de que ao introduzirmos um número suficiente de defasamentos, conseguimos que os resíduos não apresentem autocorrelação.

Ora, para determinar o número de *lags* vamos utilizar como critério o Akaike¹⁵ (AIC)

Assente no modelo encontrado (9), vamos efectuar o teste de raiz unitária de modo a verificar se a nossa série é estacionária ou não.

Deste modo, Y_t representa o logaritmo natural da cotação do contrato de futuro no momento t .

Este teste baseia-se na estimação do modelo através do método ordinário dos mínimos quadrados¹⁶ (*Ordinary Least Squares*) e a hipótese a testar será $H_0: \delta = 0$ vs $H_1: \delta < 0$, isto é, a hipótese nula é de existência de raiz unitária e, deste modo, a série

¹⁵ De acordo com Murteira, Müller e Turkman (1993), o critério Akaike é definida como: $AIC(m) = -2 \ln[m\acute{a}xima\ verosimilhan\c{c}a] + 2m$, com base no qual, a ordem óptima de um modelo corresponde ao valor de m que minimiza o correspondente $AIC(m)$.

¹⁶ Trata-se de uma técnica de optimização matemática que procura encontrar a melhor ajustamento para um conjunto de dados tentando minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre o valor estimado e os dados observados. De acordo com Maroto (2007), as estimativas dos coeficientes de regressão são obtidas de modo a que os erros ou resíduos do modelo de regressão linear sejam mínimos.

não é estacionária. A hipótese alternativa é de inexistência de raiz unitária e, por conseguinte, a série será estacionária.

De acordo com Borges (2007) se não rejeitarmos a hipótese nula, também não rejeitaremos a tese de que a série temporal tenha propriedades de um passeio aleatório.

Segundo Lee e Mathur (1999), a hipótese nula do teste ADF e a forma como ela é testada, ditam que só é rejeitada se houver fortes evidências contra ela. Mais esclarece que o problema em relação a esta questão reside no facto de a maioria das séries temporais não ser muito informativas acerca da existência ou não de uma raiz unitária.

Para confirmar o resultado encontrado, iremos utilizar o teste KPSS¹⁷ que se diferencia do teste ADF no que toca à formulação da hipótese nula. No teste ADF a hipótese nula é da não estacionaridade da série, já no teste KPSS testamos o contrário, isto é, a hipótese nula é de que a série é estacionária.

De acordo com Kwiatkowski *et al.* (1992), a série y pela qual vamos testar a estacionaridade pode ser decomposta na soma de uma tendência determinística (ξt), um passeio aleatório (r_t) e o erro estacionário (ε_t):

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Aqui r_t é um passeio aleatório:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (11)$$

A hipótese de estacionaridade é simplesmente $\sigma_u^2 = 0$.

A hipótese nula é da estacionaridade da série enquanto a hipótese alternativa é de existência de uma raiz unitária e deste modo, da não estacionaridade da série.

Segundo Kwiatkowski *et al.* (1992) a estatística de teste é dada como:

¹⁷ O teste KPSS foi desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992)

$$LM = \hat{\eta} = T^{-2} \sum_{i=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (12)$$

onde S_t é a soma parcial dos resíduos, $s^2(l)$ é o estimador da variância e l é o parâmetro do desfaseamento.

A hipótese nula de estacionaridade é rejeitada caso a estatística de teste exceda os valores críticos estimados por Kwiatkowski *et al.* (1992).

3.2.1.4. Teste Rácio de Variância (*Variance Ratio Test*)

O teste rácio de variância foi desenvolvido por Lo e Mackinlay (1988) e utilizado por autores como Borges (2007), Dias *et al.* (2002) e Lock (2007) para verificar se suas séries seguiam um processo de passeio aleatório, tendo obtido resultados positivos e negativos.

Sendo P_t o preço no momento t , Lo e Mackinlay (1988) considera $X_t = \ln P_t$ e sob a hipótese de passeio aleatório, X_t é dada pela seguinte relação:

$$X_t = \mu + X_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

ou de forma equivalente

$$r_t = X_t - X_{t-1} = \mu + \epsilon_t \quad (14)$$

onde r_t é a rendibilidade no momento t , μ é uma constante e ϵ_t é um número aleatório.

Assume-se que $E[\epsilon_t] = 0$.

Uma propriedade importante do passeio aleatório X_t diz respeito ao facto da variância das diferenças (rendibilidades) ser uma função linear do intervalo de tempo, ou seja, a variância de $X_t - X_{t-2}$ ser o dobro da variância de $X_t - X_{t-1}$. De um modo geral, a variância da q -ésima diferença (rendibilidade período q) será q vezes superior à

variância da primeira diferença, isto é, $\text{Variância}(X_t - X_{t-q}) = q \cdot \text{Variância}(X_t - X_{t-1})$, ou de forma equivalente, $\text{Variância}(r_q) = q \cdot \text{Variância}(r_1)$.

Desta forma, para um número finito de observações representadas por $nq + 1$ observações $(X_0, X_1, \dots, X_{nq})$, o Rácio de variância é dado pela seguinte fórmula,

$$\text{Variance Ratio} = VR(q) = \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} \quad (15)$$

onde $\sigma_c^2(q)$ é o estimador da variância da q -ésima diferença e σ_a^2 é o estimador da variância da primeira diferença. $\sigma_c^2(q)$ e σ_a^2 são determinadas através das seguintes fórmulas:

$$\bar{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad \text{e} \quad \bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2$$

$$\text{onde } m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq}\right) \quad \text{e} \quad \hat{\mu} = \frac{1}{nq} (X_{nq} - X_0).$$

A hipótese nula de passeio aleatório a ser testada implica que o rácio de variância deve ser sempre igual a 1, independentemente do período q , isto é $VR(q) = 1$.

A rejeição da hipótese nula implicará a existência de evidências de que a série não segue um processo de passeio aleatório, e deste modo, não verificar-se-á a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

De acordo com Dias *et al.* (2002), a presença de rácios de variâncias superiores ou inferiores a 1 revela a existência de correlação positiva ou negativa, respectivamente, na série.

Inicialmente, Lo e Mackinlay (1988) consideraram que os erros eram homocedásticos, isto é, os ϵ_t eram independentes e identicamente distribuídos, $\epsilon_t \sim iid N(0, \sigma_0^2)$.

Contudo, estes mesmos autores, afirmaram que havia um consenso entre economistas no sentido de a volatilidade alterar-se com o tempo, havendo, portanto, presença de heterocedasticidade.

Uma vez que na presença de um modelo com heteroscedasticidade se pode interferir nos resultados e levar a uma rejeição da hipótese nula, Lo e Mackinlay (1988), criaram duas alternativas para o teste de rácio de variâncias: (1) teste com presença de homocedasticidade e (2) teste com presença de heterocedasticidade.

No primeiro caso, testamos a hipótese nula, H_0 , procurando provar se a série segue um processo de passeio aleatório, através da estatística assintótica $z(q)$, dada pela seguinte fórmula:

$$z(q) = \sqrt{nq}[VR(q) - 1] \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \approx N(0,1) \quad (16)$$

No segundo caso, testamos a hipótese nula, H_0^* , com base na estatística assintótica $z^*(q)$ que é dada pela seguinte fórmula:

$$z^*(q) = \frac{\sqrt{nq}[VR(q)-1]}{\sqrt{\hat{\theta}}} \approx N(0,1) \quad (17)$$

onde $\hat{\theta}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j)$ e

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{k=j+1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2 (X_{k-j} - X_{k-j-1} - \hat{\mu})^2}{\sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \hat{\mu})^2}$$

3.2.1.5. Teste de Cointegração (*Cointegration Test*)

De acordo com Granger (1986), em mercados eficientes, duas variáveis não podem ser cointegradas, porquanto pode-se utilizar o preço de uma variável para prever o preço de outra e este facto vai contra a hipótese de eficiência. Segundo o mesmo

autor, se existir cointegração entre duas variáveis, deverá existir causalidade de Granger em pelo menos uma direcção.

Contudo, Shen e Wang (1990) mencionam que o teste de cointegração pode ser uma alternativa para aferir a hipótese de eficiência de mercado. Essa ideia é reforçada por Lai e Lai (1991) que consideram que a cointegração entre o preço à vista (*spot price*) e o respectivo preço futuro (*future price*) é uma condição necessária para a eficiência de mercado. De acordo com Beck (1994) a eficiência de mercado implica a existência da cointegração entre as variáveis, pois os mesmos factores que determinam o preço *spot* futuro estão reflectidos no preço de futuros actual, portanto, os dois não devem se afastar.

De referir que o nosso objectivo com este teste é apenas verificar se existe uma relação de cointegração entre o mercado à vista (PSI20) e o mercado futuro (futuro PSI20).

De acordo com Gujarati (2000), se uma série Y for $I(d)$ e X também for $I(d)$, onde d tem o mesmo valor, as duas séries podem ser cointegradas se existir uma combinação linear $I(0)$ entre essas duas variáveis, isto é, uma combinação estacionária. Desta forma, podemos afirmar que a ideia de cointegração se refere a uma relação de equilíbrio (estacionaridade) entre duas séries não estacionárias.

Engle e Granger (1987) afiançam que a cointegração foi inicialmente introduzida por Granger (1981) e Granger e Weiss (1983) e desenvolvida de forma minuciosa por Engle e Granger (1987).

Engle e Granger (1987) afirmaram que os componentes (variáveis) do vector x_t eram consideradas cointegradas de ordem d, b , denotada por $x_t \sim CI(d, b)$ se:

- i) Todos os componentes do vector x_t fossem $I(d)$;
- ii) Existisse um vector α ($\neq 0$) tal que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b), b > 0$. Ao vector α deram o nome de vector cointegração.

O conceito de cointegração permite-nos aferir sobre a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, isso é, se as variáveis movem-se conjuntamente no longo prazo, com uma tendência comum.

No presente estudo, utilizaremos a abordagem de Johansen (1987) conhecida como teste de cointegração de Johansen.

3.2.1.5.1. Teste de cointegração de Johansen

O teste de cointegração proposto por Johansen, é baseada nos processos de vectores autoregressivos – VAR.

Segundo Johansen (1995) um processo VAR de ordem k , ou simplesmente VAR(k) é definido por:

$$X_t = \Phi D_t + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (18)$$

ou na forma de uma matriz:

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \\ \vdots \\ X_{n,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D_{1,t} & X_{1,t-1} & \dots & X_{1,t-k} \\ D_{2,t} & X_{2,t-1} & \dots & X_{2,t-k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ D_{n,t} & X_{n,t-1} & \dots & X_{n,t-k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Phi \\ \Pi_1 \\ \vdots \\ \Pi_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{bmatrix}$$

para n variáveis, k defasamentos e T observações, e onde os erros ϵ_t são independentes e identicamente distribuídos, $\epsilon_t \sim iid$, X_t é um vector ($n \times 1$) e Π_i é uma matriz de coeficientes ($n \times n$). O termo determinístico D_t pode representar uma constante, um

termo linear, *dummies* sazonais ou qualquer outro regressor que consideramos fixo e não estocástico.

Ademais, refere o referido autor que caso exista uma relação de cointegração entre as variáveis, o modelo de correcção de erros (*ECM*¹⁸) é o mais adequado para aferir esta relação, pois tem a vantagem de modelar a dinâmica de curto e de longo prazo em simultâneo. E tem a seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (19)$$

onde $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$, ΠX_{t-1} o vector de correcção de erros e os erros ϵ_t independentes e identicamente distribuídos, $\epsilon_t \sim idd$. Γ e Π são as matrizes dos coeficientes de curto e longo prazo, respectivamente e I uma matriz identidade ($n \times n$). Π dá-nos o número de vectores de cointegração. Deste modo, se $\Pi = 0$, então significa que não existe vector de cointegração o que implica a não existência de uma relação de cointegração entre as variáveis.

A matriz dos coeficientes de longo prazo, Π , pode ser decomposta em duas matrizes, $\alpha\beta' = \Pi$, onde a matriz α representa os coeficientes de correcção de erro e podem ser interpretados como os parâmetros que medem a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo e β representa as r combinações lineares de X_t que são cointegradas.

Para averiguar a existência de cointegração e o respectivo número de vectores, Johansen (1988) propôs inicialmente o teste de traço (*trace test*), para num momento ulterior, concomitantemente com Juselius (1990) desenvolver um teste alternativo - o teste de valor próprio máximo (*maximum eigenvalue*).

¹⁸ *Error Correction Model*

O teste de traço consiste em aferir a hipótese, de forma sucessiva, se existe r vectores de cointegração contra a alternativa de k vectores de cointegração:

$$H_0: \text{rank}(\Pi) = r \text{ vs } H_1: \text{rank}(\Pi) > r, \quad r = 0, 1, \dots, n - 1$$

e utiliza a estatística de teste de rácio de verosimilhança dada por:

$$\text{Teste de Traço} = LR_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (20)$$

onde T é o número de observações, $\hat{\lambda}_i$ é o i -ésimo maior valor da matriz Π , r é o número (*rank*) de vectores de cointegração e n é o número de variáveis endógenas, para $r = 0, 1, \dots, n - 1$.

Se o valor da estatística de teste (*trace test*) for inferior ao valor crítico, não rejeitaremos a hipótese de existência de r vectores de cointegração.

Já o teste de valor próprio máximo consiste em perscrutar se a hipótese de existência de r vectores de cointegração contra a alternativa de $r + 1$, onde a hipótese nula é dada por:

$$H_0: \text{rank}(\Pi) = r \text{ vs } H_1: \text{rank}(\Pi) = r + 1$$

e utiliza a estatística de teste de rácio de verosimilhança dada por:

$$\text{Teste valor próprio máximo} = LR_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (21)$$

De acordo com Johansen e Juselius (1990), as duas estatísticas de teste têm distribuição assintótica.

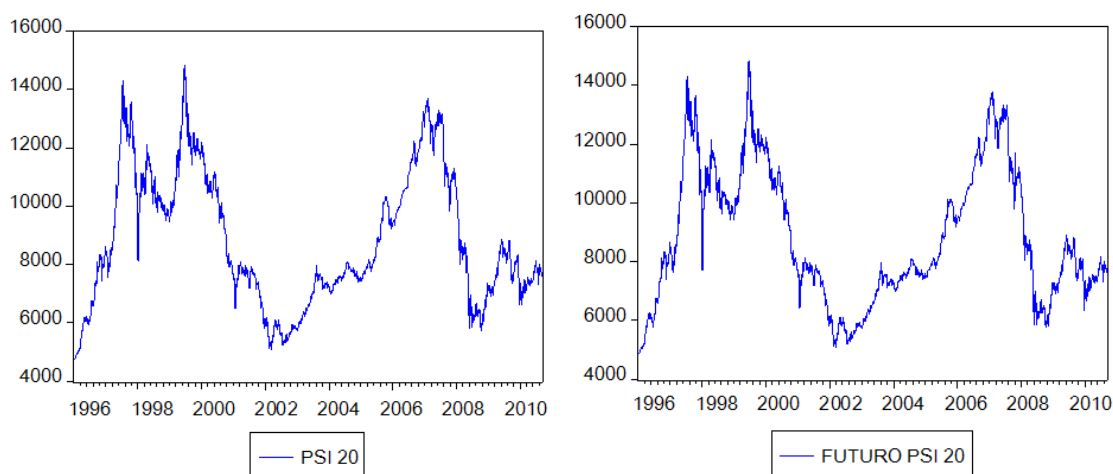
CAPÍTULO IV - ANÁLISE DOS DADOS

As séries financeiras, em geral, apresentam um conjunto de características comuns entre si, denominados factos estilizados¹⁹.

Começamos por tentar verificar se a nossa série²⁰ em estudo também apresenta características comuns às demais séries dos activos financeiros, isto é, se os factos estilizados também estão presentes na nossa série ora em análise.

Os gráficos da figura 4.1 mostram a evolução da cotação diária do índice PSI20 e do respectivo contrato futuro, ao longo do período em estudo e permite-nos constatar que as cotações do índice e do contrato futuro variam muito ao longo do tempo. Geralmente, esta característica é comum nas séries financeiras.

Figura 4. 1 - Evolução da cotação diária do índice PSI20 e do contrato futuro (em pontos)



Nas séries financeiras em geral, valores elevados e reduzidos da volatilidade ocorrem com frequência, e tendencialmente, de forma seguida (*volatility clustering*²¹).

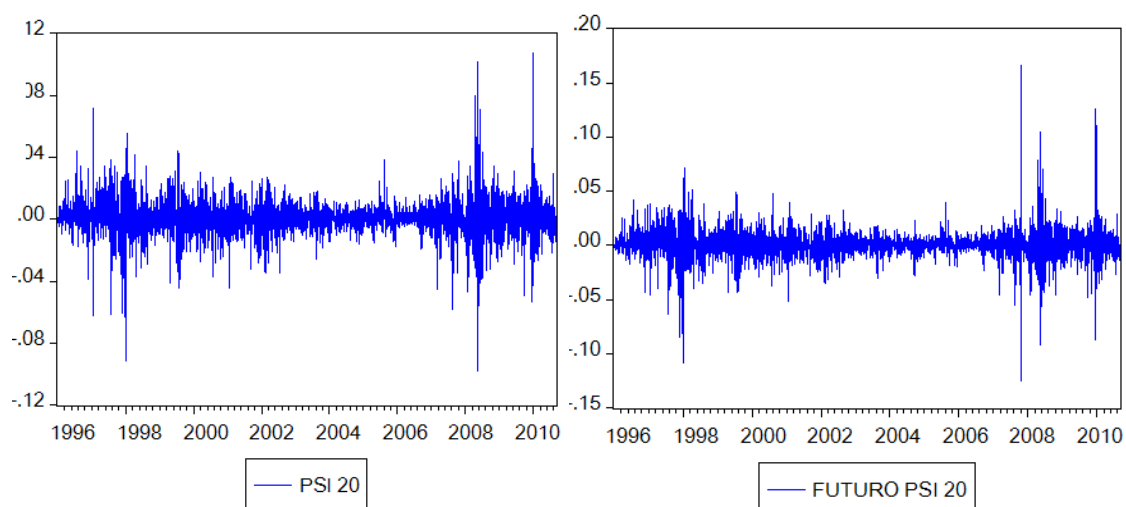
¹⁹ Facto estilizado é uma aproximação teórica de um fenómeno observado empiricamente. Um facto estilizado pode ter maior ou menor sucesso na previsão do comportamento da variável em estudo

²⁰ Segundo Murteira, Müller e Turkman (1993) uma série cronológica ou sucessão cronológica define-se como um conjunto de observações feitas em períodos de tempo sucessivos durante determinado intervalo

²¹ Se a volatilidade é alta (baixa), então é razoável esperar que a volatilidade se mantenha alta (baixa) durante algum tempo

Na figura 4.2 apresentamos as taxas de rendibilidade do índice PSI20 e do contrato futuro. É possível verificar que, durante o período em estudo, ocorrem situações onde taxas de rendibilidade se afastam do seu nível médio, com uma volatilidade significativa. Também verificamos que ocorrem situações onde a volatilidade das taxas de rendibilidades se encontram inalteradas. Tal situação também é comum nas séries financeiras.

Figura 4. 2 - Evolução das taxas de rendibilidade diárias (em %)



4.1. Estatística Descritiva

Com o objectivo de conhecer o comportamento das séries em apreço, nomeadamente, o comportamento das taxas de rendibilidade, utilizamos as seguintes estatísticas descritivas: a média, a mediana, o máximo, o mínimo e o desvio padrão. Para além dessas medidas, também utilizamos, o coeficiente de assimetria, a curtose e o teste de Jarque-Bera, de forma a testar a hipótese de normalidade das taxas de rendibilidade.

Procuramos verificar em sede do presente estudo se, de facto, as nossas séries têm características comuns às demais séries financeiras, nomeadamente, a rejeição da

normalidade dos dados. A tabela 4.1 reporta as medidas de estatística descritiva relativamente às taxas de rendibilidade.

Com base na tabela 4.1, podemos constatar que a rendibilidade média diária do índice PSI20 e do contrato futuro encontram-se próximos de 0, onde a rendibilidade média do contrato futuro está ligeiramente abaixo do índice PSI20. Também é possível observar que a rendibilidade máxima do contrato futuro é de 15,37% e o do índice PSI20 é de 10,20% e a rendibilidade mínima do índice é de -10,38% e do contrato futuro é de -13,40%. O desvio padrão da rendibilidade do índice PSI20 é de 1,19% e do contrato futuro é de 1,34%, concluindo que o retorno do contrato futuro tem, ligeiramente, uma maior volatilidade do que a rendibilidade do índice PSI20.

Constatamos que o coeficiente de assimetria do índice e do contrato futuro são diferentes de 0 e a curtose diferente de 3, isto é, apresentam valores diferentes dos de uma distribuição normal²². A partir da análise desses valores, podemos afirmar que as séries em estudo, apresentam distribuições leptocúrticas (curtose superior a 3) e assimétricas (coeficiente de assimetria diferente de 0).

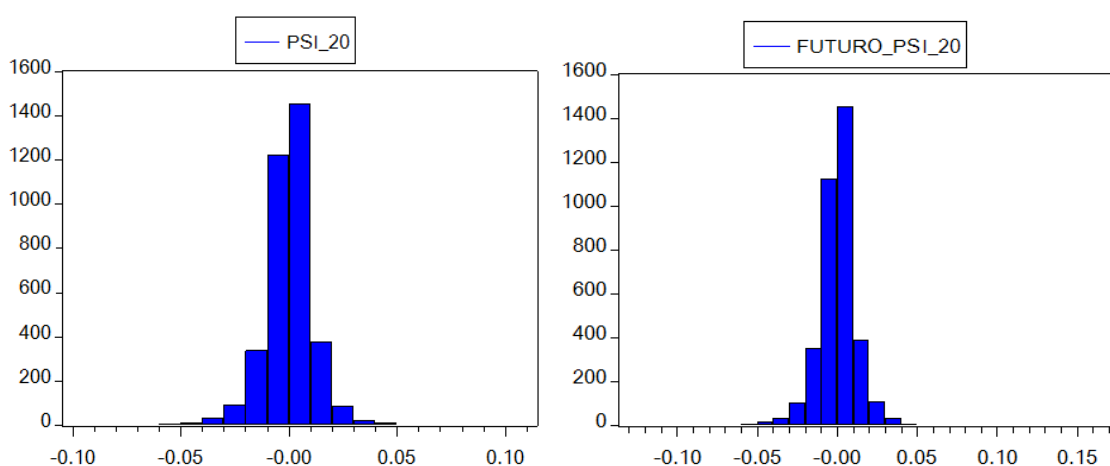
Da análise dos valores da curtose e do coeficiente de assimetria, verificamos que há indícios da não normalidade das nossas séries. Para comprovar essa suspeição, vamos fazer o teste de normalidade, conhecido como o teste de Jarque Bera. Com base neste teste, vamos testar a hipótese H_0 : normalidade dos dados vs H_1 : não normalidade dos dados. Os valores da estatística de Jarque Bera foram bastante significativos, nos dois casos, com probabilidades iguais a 0,000. Atentos os resultados, podemos rejeitar a hipótese de que as taxas de rendibilidade seguem uma distribuição normal.

²² Os valores característicos da distribuição normal para a curtose é igual a 3 e para o coeficiente de assimetria igual a 0

Tabela 4. 1 - Medidas de estatística descritiva das rendibilidades diárias

	PSI20	Futuro PSI20
Nº de observações	3666	3666
Média	0,000127	0,00012
Mediana	0,000211	0,000176
Máximo	0,101959	0,153653
Mínimo	-0,103792	-0,134044
Desvio-padrão	0,011925	0,013363
Assimetria	-0,289656	-0,095864
Curtose	12,01863	19,70689
Jarque Bera	12475,28	42641,2
Probabilidade	0,000000	0,000000

A figura 4.3 ilustra os histogramas das taxas de rendibilidade do índice PSI20 e do contrato futuro. Esses histogramas levam-nos a rejeitar a hipótese de normalidade das nossas séries, visto que o histograma de uma série com distribuição normal apresenta uma frequência mais alta no centro, diminuindo, simetricamente, à medida que se aproxima das bordas.

Figura 4. 3 - Histograma das taxas de rendibilidade

Com base na análise gráfica e nas estatísticas descritivas acima demonstradas, podemos concluir que as taxas de rendibilidade do índice e do contrato de futuro

comungam das características das demais séries financeiras, das quais são caracterizadas por períodos de elevada e reduzida volatilidade, que apresentam distribuições leptocúrticas e são assimétricas, pelo que não têm uma distribuição normal.

4.2. Análise da correlação entre o índice PSI20 e o contrato de futuro PSI20

A maior parte dos estudos encontrados sobre a eficiência de mercado, quer a nível nacional quer a nível internacional, analisa o mercado à vista. Contudo, entendemos ser possível comparar os resultados dos testes efectuados no presente trabalho com os ditos estudos. Tal entendimento deve-se a, duas razões: (i) o facto de o activo ser o mesmo²³, apenas se diferenciando no tipo de mercado (à vista e a prazo); (ii) o facto de a correlação, quer das cotações diárias, quer das rendibilidades diárias entre o índice PSI20 e o respectivo contrato de futuro ser muito elevadas, o que implica que entre elas existe uma relação linear.

De forma a averiguar a relação entre o índice e o respectivo contrato de futuro e quantifica-la, em caso afirmativo, iremos determinar o coeficiente de correlação de Pearson²⁴.

Conforme Martinez e Ferreira (2008) ensinam, o coeficiente de correlação aqui testado implica geralmente um teste de hipótese em que a correlação entre as variáveis é zero, com uma determinada significância associada.

A tabela 4.2 e 4.3 reporta a correlação entre as cotações diárias do índice e do respectivo contrato futuro e também das respectivas rendibilidades diárias.

²³ Aqui queremos referir que os índices accionistas, embora possam ser calculados de formas distintas, têm as mesmas finalidades: (i) servir de indicador da evolução do mercado accionista; e (ii) servir de suporte à negociação dos derivados negociados nos mercados organizados

²⁴ O coeficiente de correlação de Pearson consiste na mensuração da intensidade da relação e a respectiva direcção (positiva ou negativa) entre duas variáveis

Tabela 4. 2 – Correlação das cotações diárias

<i>Pearson Correlation</i>		
	PSI20	Futuro PSI20
PSI20	1	0,999*
<i>p-value</i>	-----	0,000
Futuro PSI20	0,999*	1
<i>p-value</i>	0,000	-----
Nº Observações	3667	

*. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Tabela 4. 3 – Correlação das rendibilidades diárias

<i>Pearson Correlation</i>		
	PSI20	Futuro PSI20
PSI20	1	0,895*
<i>p-value</i>	-----	0,000
Futuro PSI20	0,895*	1
<i>p-value</i>	0,000	-----
Nº Observações	3666	

*. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Conforme reportado na tabela 4.2 e 4.3, podemos constatar que o coeficiente de correlação de Pearson apresenta um valor de 0,999 para as cotações e 0,895 para as rendibilidades, com um nível de significância de 0,000 nos dois casos. Nesta senda, rejeitamos a hipótese de que a correlação entre o índice PSI20 e o respectivo contrato de futuro é zero.

Nos dois casos, a correlação é positiva, muito elevada (próximo de 1), e pelo que podemos afirmar que o índice e o respectivo contrato de futuro se encontram relacionados positivamente.

4.3. Análise dos Resultados

4.3.1. Teste de correlação linear

Tabela 4. 4 – Resultado do Teste de Autocorrelação

<i>Lag</i>	AC	AC ²	<i>Ljung-Box Q</i>	<i>p-value</i>
1	0,018	0,0324%	1,220	0,269
2	0,007	0,0049%	1,426	0,490
3	0,004	0,0016%	1,474	0,688
4	0,043***	0,1849%	8,421	0,077
5	-0,018***	0,0324%	9,610	0,087
6	-0,030**	0,0900%	12,924	0,044
7	0,039*	0,1521%	18,640	0,009
8	0,007**	0,0049%	18,799	0,016
9	-0,006**	0,0036%	18,946	0,026
10	-0,022**	0,0484%	20,723	0,023
15	0,039*	0,1521%	33,090	0,005
20	0,011*	0,0121%	40,007	0,005
25	0,058*	0,3364%	54,150	0,001
30	0,025*	0,0625%	64,972	0,000
35	-0,027*	0,0729%	70,153	0,000
40	0,009*	0,0081%	72,246	0,001
45	0,024*	0,0576%	84,330	0,000
50	-0,021*	0,0441%	89,108	0,001

Fonte: Elaboração própria

*Estatisticamente significativo a 1%; **Estatisticamente significativo a 5%; ***Estatisticamente significativo a 10%

A tabela 4.4 reporta os resultados do teste de autocorrelação das rendibilidades dos contratos de futuro sobre o índice PSI20. Observamos vários coeficientes de autocorrelação estatisticamente significativos.

Com base na estatística Q de *Ljung Box*, verificamos que a autocorrelação é significativa até ao *lag* 50. Nos 50 *lags* determinados²⁵, podemos observar que 34 coeficientes são estatisticamente significativos a 1%, 11 coeficientes são

²⁵ O quadro completo com todos os *lags* determinados encontra-se no anexo

estatisticamente significativos a 5%, 2 coeficientes são estatisticamente significativos a 10% e 3 não são significativos.

Com base na estatística Q e considerando um nível de significância de 1%, rejeitamos a hipótese nula de ausência de autocorrelação na série das rendibilidades.

Contudo, de acordo com Elton *et al.* (2007) podemos observar alguma correlação e o mercado continuar a ser eficiente. De acordo com Pires (2006), mesmo que a correlação linear seja estatisticamente significativa, ela pode ser insignificante do ponto de vista económico, isto porque, se tivermos em conta os custos de transacção, pode não ser possível obter ganhos anormais com estratégias de investimento baseadas na existência de correlação.

De acordo com Elton *et al.* (2007) o quadrado do coeficiente de correlação é a fracção da variação da rendibilidade actual que é explicada pela rendibilidade passada, isto é, o quadrado do coeficiente dá-nos a proporção que essa rendibilidade passada tem na rendibilidade actual.

Na tabela 4.4, o AC^2 é o coeficiente de correlação ao quadrado e dá-nos a proporção acima referida. De acordo com essa tabela, podemos verificar que as rendibilidades passadas têm pouco peso na rendibilidade actual. De facto, nenhum valor ultrapassa os 0,34%, o que é muito pouco significativo ou mesmo insignificante.

Desta forma, podemos concluir que embora, rejeitemos a hipótese de ausência de correlação entre as rendibilidades, não seja possível obter ganhos anormais com estratégias baseadas na correlação das rendibilidades.

4.3.2. Teste de Sequência (*Runs Tests*)

Tabela 4. 5 – Resultado do Teste de Sequência

	Média	Mediana	Moda
Valor de teste	0,00012	0,0002	0,0000
N	3666	3666	3666
N ₊	1846	1833	2012
N ₋	1820	1833	1654
R	1747	1753	1711
μ_R	1831,9	1832,0	1814,5
σ_R	30,268	30,270	29,981
Z	-2,871	-2,676	-3,52
<i>p-value</i>	0,004	0,007	0,000

Fonte: Elaboração própria

Os resultados dos testes de sequências estão apresentados na tabela 4.5. Podemos observar que para qualquer ponto de corte (*cut point*) utilizado, o número real de sequências é sempre inferior ao número esperado de sequências.

Com base nos resultados, podemos afirmar que, para um nível de significância de 1%, existe forte evidência em rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade da série.

Pelo facto de rejeitarmos a hipótese nula, para um nível de significância de 1%, isso nos leva a concluir que, através deste teste, as rendibilidades não são independentes, pelo contrário, existe uma dependência linear entre as rendibilidades actuais e passadas.

4.3.3. Teste de Raiz Unitária (*Unit root Test*)

Tabela 4. 6 – Resultado do Teste ADF

	Nível (Y_t)	Primeiras Diferenças (ΔY_t)
Estatística ADF	-2,487113	-22,14675
Número <i>lags</i>	7	6
<i>p-value</i>	0,3346	0,000
<i>Test Critical values</i>		
1%	-3,960548	-3,960548
5%	-3,411034	-3,411034
10%	-3,127333	-3,127333

Fonte: Elaboração própria

A tabela 4.6 apresenta os resultados do teste ADF, onde testamos a existência de uma raiz unitária na nossa série. Aplicamos este teste na série original e nas primeiras diferenças.

Com base nos resultados obtidos, podemos concluir que relativamente à série original, não rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, visto que a estatística ADF em módulo é inferior aos valores críticos absolutos, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Relativamente às primeiras diferenças, podemos concluir, para um nível de significância de 1%, 5% ou 10%, rejeitamos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária.

Deste modo podemos concluir que existe uma raiz unitária na nossa série de preços, e após aplicarmos as primeiras diferenças, ela torna-se estacionária.

Fizemos um segundo teste de raiz unitária, o teste KPSS, de forma a complementar o teste de ADF, por razões acima referidas.

A tabela 4.7 apresenta os resultados do teste KPSS. Convém referirmos novamente, que neste teste a hipótese nula é da estacionaridade da série.

Tabela 4.7 – Resultado do Teste KPSS

	Nível (Y_t)	Primeiras Diferenças (ΔY_t)
Estatística LM	0,442109	0,156733
<i>Asymptotic critical values</i>		
1%	0,216	0,216
5%	0,146	0,146
10%	0,119	0,119

Fonte: Elaboração própria

Com base nos resultados obtidos, podemos concluir que relativamente à série original, rejeitamos a hipótese nula de estacionaridade, visto que a estatística LM é superior aos valores críticos estimados por Kwiatkowski *et al.* (1992), para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Relativamente às primeiras diferenças, podemos concluir, para um nível de significância de 1%, não rejeitamos a hipótese nula de estacionaridade, pois a estatística LM é inferior ao valor crítico.

Com base nos dois testes realizados, verificamos que a série não é estacionária em nível, mas torna-se estacionária após as primeiras diferenças. Isto quer dizer que, através dos dois testes de raízes unitárias efectuadas relativamente ao período em estudo, podemos afirmar que as cotações de fecho dos contratos de futuro sobre o índice PSI20 são integradas de ordem 1, $I(1)$. De acordo com estes resultados, não rejeitamos a

hipótese de que as cotações seguem um processo de passeio aleatório e de que as rendibilidades sejam estacionárias²⁶.

4.3.4. Teste Rácio de Variância (*Variance Ratio Test*)

Fizemos este teste para 8 casos possíveis²⁷, utilizando um $q = 2, 4, 8, 16, 32, 64, 128$ e 256 , para cada uma das duas alternativas.

Tabela 4. 8 – Resultado do Teste rácio de variância

q	$VR(q)$	$z(q)$	$p\text{-value}$	$z^*(q)$	$p\text{-value}$
2	1,018772	1,136616	0,2557	0,419253	0,6750
4	1,038088	1,232669	0,2177	0,519380	0,6035
8	1,075847	1,552492	0,1205	0,754491	0,4506
16	1,118214	1,626083	0,1039	0,863730	0,3877
32	1,276990	2,629235*	0,0086	1,526484	0,1269
64	1,435261	2,886753*	0,0039	0,853960***	0,0637
128	1,748593	3,489961*	0,0005	2,473274**	0,0134
256	2,048057	3,444818*	0,0006	2,652170*	0,0080

Fonte: Elaboração própria

*Estatisticamente significativo a 1%; **Estatisticamente significativo a 5%; ***Estatisticamente significativo a 10%

Sob a hipótese nula de passeio aleatório, $VR(q)$ é 1 e as estatísticas $z(q)$ e $z^*(q)$ seguem uma distribuição assintótica normal

Ao observar a tabela 4.8, constatamos que existe evidências para rejeitar a hipótese nula, de que a nossa série segue um passeio aleatório. No primeiro teste (teste com presença de homocedasticidade), a hipótese de que o rácio de variância é igual a um é rejeitada em 4 dos 8 casos possíveis, pois apresentam um $p\text{-value}$ inferior ao nível de significância. Em relação ao teste 2 (teste com presença de heterocedasticidade), a hipótese é rejeitada em 3 dos 8 casos possíveis, porquanto apresentam um $p\text{-value}$ inferior ao nível de significância.

²⁶ Note-se que aplicando as primeiras diferenças ao logaritmo das cotações, obtemos a rendibilidade composta continuamente, isto é, se $Y_t = \ln P_t$ então $\Delta Y_t = \Delta \ln P_t = \ln(P_t/P_{t-1}) = r_t$

²⁷ Neste teste é comum utilizar-se esses valores

Como este teste implica que o rácio de variância seja igual a 1 para qualquer valor de q , concluímos que a hipótese nula é rejeitada quer para o caso da presença de erros com homocedasticidade quer para o caso de erros com heterocedasticidade.

4.3.5. Teste de Cointegração (*Cointegration Test*)

Antes de efectuarmos o teste de cointegração, temos de verificar se as séries X_t e Y_t não são estacionárias. Seja $X_t = \ln(PSI20)$ e $Y_t = \ln(Futuro PSI20)$.

Conforme supra demonstrado aquando da realização do teste de raiz unitária, a série do contrato de futuro sobre o índice PSI20 não é estacionária, mas sim uma série integrada de ordem 1, $I(1)$. Destarte, apenas faremos o teste de raiz unitária para a série de preços do índice PSI20. Tal como fizemos para a série de preços do contrato de futuro, iremos aplicar os dois testes, o ADF e o KPSS, na série original e nas primeiras diferenças, para analisar se a série é estacionária.

Tabela 4. 9 – Resultado do Teste ADF para série das cotações do PSI20

	Nível (X_t)	Primeiras Diferenças (ΔX_t)
Estatística ADF	-2,535384	-19,43131
Número lags	9	8
<i>p-value</i>	0,3108	0,000
<i>Test Critical values</i>		
1%	-3,960549	-3,960549
5%	-3,411034	-3,411034
10%	-3,127334	-3,127334

Fonte: Elaboração própria

Tabela 4. 10 – Resultado do Teste KPSS para série das cotações do PSI20

	Nível (X_t)	Primeiras Diferenças (ΔX_t)
Estatística LM	0,441648	0,165111
<i>Asymptotic critical values</i>		
1%	0,216	0,216
5%	0,146	0,146
10%	0,119	0,119

Fonte: Elaboração própria

Partindo dos resultados reportados na tabela 4.9, podemos concluir que a série não é estacionária, mas sim $I(1)$. Pese embora a série original não ser estacionária, ao se aplicar uma diferença à série, ela torna-se estacionária, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%.. Essa conclusão é corroborada pelo resultado do teste KPSS, apresentado na tabela 4.10, visto que rejeitamos a hipótese nula de estacionaridade da série original, para não a rejeitar após as primeiras diferenças, para um nível de significância de 1%.

Tendo constatado que ambas as séries não são estacionárias, mas sim integradas de ordem 1, $Y_t \sim I(1)$ e $X_t \sim I(1)$, vamos proceder ao teste de cointegração de Johansen.

Neste trabalho, com o intuito de testar a eficiência, vamos analisar se as nossas duas variáveis, o índice PSI20 e o contrato de futuro sobre o índice PSI20, $X_t = (PSI20_t, \text{Futuro PSI20}_t)$, são cointegradas. De acordo com Enders (1995), como o número de variáveis é igual a 2, só podemos ter um vector de cointegração linearmente independente.

Se a hipótese nula não for rejeitada, significará que não existe vector de cointegração e, por conseguinte, não existirá cointegração entre as variáveis; se a

hipótese nula for rejeitada, logo concluir-se-á que existe um vector de cointegração e, consequentemente, que as variáveis são cointegradas.

Tabela 4. 11 – Resultado do Teste do traço

<i>Cointegration Rank Test (Trace)</i>				
Hipótese	<i>Eigenvalue</i>	<i>Trace Statistic</i>	5% <i>Critical Values</i>	Prob**
None ($r = 0$)*	0,026002	105,3679	25,87211	0,0000
At most 1 ($r \leq 1$)	0,002425	8,889314	12,51798	0,1873

* Denota rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5%

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Elaboração própria

Com base nos resultados do teste do traço, reportados na tabela 4.11, podemos constatar que, a um nível de 5% de significância, rejeitamos a hipótese nula de que não existe nenhum vector de cointegração, mas não rejeitamos a hipótese alternativa. Deste modo podemos concluir, através deste teste, que existe um vector de cointegração, pelo que as nossas séries são cointegradas.

Tabela 4. 12 – Resultado do Teste do máximo valor próprio

<i>Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</i>				
Hipótese	<i>Eigenvalue</i>	<i>Max - Eigen Statistic</i>	5% <i>Critical Values</i>	Prob**
None ($r = 0$)*	0,026002	96,47857	19,38704	0,0000
At most 1 ($r \leq 1$)	0,002425	8,889314	12,51798	0,1873

* Denota rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5%

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: Elaboração própria

Dos resultados do teste do máximo valor próprio, reportados na tabela 4.12, podemos constatar que, a um nível de 5% de significância, rejeitamos a hipótese nula de

que não existe nenhum vector de cointegração, mas não rejeitamos a hipótese alternativa. Nesta senda, conclui-se, através deste teste, que existe um vector de cointegração.

Para o mercado ser eficiente, as variáveis devem ser cointegradas, com o vector de cointegração, $\beta = [1 \ -1]'$, isto é, de acordo com a teoria, o coeficiente do Índice PSi20 deve ser igual a 1 e o coeficiente do Futuro sobre Índice PSI20 deve ser igual a -1, de modo a que a diferença entre eles seja nula no longo prazo.

De acordo com Enders (1995), após verificar-se a existência e o respectivo número de vectores de cointegração, deve-se analisar os vectores de cointegração normalizados e por fim fazer o teste de restrição sobre os coeficientes estimados.

Tabela 4. 13 – Coeficientes de cointegração normalizada

<i>Normalized cointegrating coefficients</i>	
X	Y
1,0000000	-1,000639

Com base na tabela 4.13, verificamos que os coeficientes das nossas variáveis são aproximadamente iguais a $\beta = [1 \ -1]'$.

Tabela 4. 14 - Teste de restrição sobre os coeficientes estimados

$H_0: \beta = [1 \ -1]'$	
<i>Chi-square</i>	0,043559
<i>p-value</i>	0,834676

Com base nos resultados da tabela 4.14, podemos afirmar que, para um nível de significância de 1%, 5% e 10%, não existe qualquer evidência para rejeitar a hipótese

nula. Neste sentido, verifica-se que existe cointegração entre as variáveis em estudo e concludentemente não se rejeita a hipótese de eficiência do mercado.

Pelo exposto, concluímos que as nossas séries são cointegradas. À luz da afirmação feita por Lai e Lai (1991), constatámos que o mercado é eficiente, porquanto existe cointegração entre as séries do índice PSI20 (mercado à vista) e os contratos futuros.

CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objectivo testar a hipótese de eficiência de mercado (HEM), na forma fraca, entre 21 de Outubro de 1996 e 31 de Dezembro de 2010, no que concerne aos contratos de futuros sobre o índice accionista PSI20.

Para o efeito, seguimos uma metodologia baseada num conjunto de testes, a saber: o teste de correlação, o teste de sequências, o teste do rácio de variâncias, o teste de raízes unitárias através do teste ADF e KPSS e por último o teste de cointegração.

A tabela seguinte reporta a conclusão de todos os testes efectuados.

Tabela 5. 1 – Resultados (conclusões) dos Testes efectuados

<i>Hipótese de Eficiência Mercado</i>	
<i>CorrelationTest</i>	Rejeitada
<i>Runs Test</i>	Rejeitada
<i>Unit Root Test:</i>	
<i>ADF</i>	Não é rejeitada
<i>KPSS</i>	Não é rejeitada
<i>Variance Ratio Test</i>	Rejeitada
<i>Cointegration Test</i>	Não é rejeitada

Com base na tabela 5.1, podemos constatar que três dos cinco testes efectuados, nomeadamente o teste de correlação, o teste de sequências e o teste de rácio de variâncias, rejeitam a hipótese de passeio aleatório, o que significa que a hipótese de eficiência de mercado também é declinada. Por seu turno, o teste de raízes unitárias, através do teste ADF e KPSS, e o teste de cointegração de Johansen não rejeitam a hipótese do mercado ser eficiente. Assim sendo, podemos agrupar os resultados em dois

grupos: o primeiro, onde a hipótese de eficiência é rejeitada, e o segundo onde esta hipótese não é rejeitada.

Ademais podemos afirmar que apesar de alguns resultados destes testes apontarem para a existência de uma dependência linear, ela é muito pouco significativa. Neste contexto a previsão de preços futuros terá pouca relevância.

Por tudo exposto concluímos que mesmo rejeitando a hipótese de eficiência, será difícil de obter ganhos (lucros) anormais, a não ser por mero acaso, visto que os custos de transacção existentes, acabam por dissipar essa vantagem de poder, de alguma forma, prever os preços futuros com base nos dados históricos.

Do cotejo entre os resultados obtidos e estudos anteriores sobre o mercado nacional, avultam resultados semelhantes. As conclusões para os primeiros quatro testes vão de encontro aos estudos de Borges (2007), Dias *et al.* (2002), entre outros, embora estes estudos tenham sido efectuados para o mercado à vista. De entre todos os testes utilizados neste e nos estudos anteriores, apenas o teste de raiz unitária, foi favorável à hipótese de eficiência de mercado.

Por último, confrontando os resultados encontrados com o artigo de Lee e Mathur (1999), realizado para o mesmo tipo de mercado, encontramos simultaneamente, resultados semelhantes e opostos. Tão-somente no teste de raiz unitária obtivemos resultados semelhantes. Nos demais testes, encontramos evidências estatísticas que rejeitam a hipótese de passeio aleatório, resultados totalmente diferentes dos obtidos por Lee e Mathur, que concluíram que o mercado de futuros espanhol era eficiente.

SUGESTÃO PARA INVESTIGAÇÃO FUTURA:

Uma sugestão para futuras linhas de investigação pode passar por aprofundar o estudo relativamente a esta matéria (HEM sobre os futuros PSI20) através de testes considerados mais actuais, nomeadamente:

- Teste BDS (Brock, Dechert e Scheinkman)
- Teste Bispectral de Hinich
- Teste de McLeod-Li

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

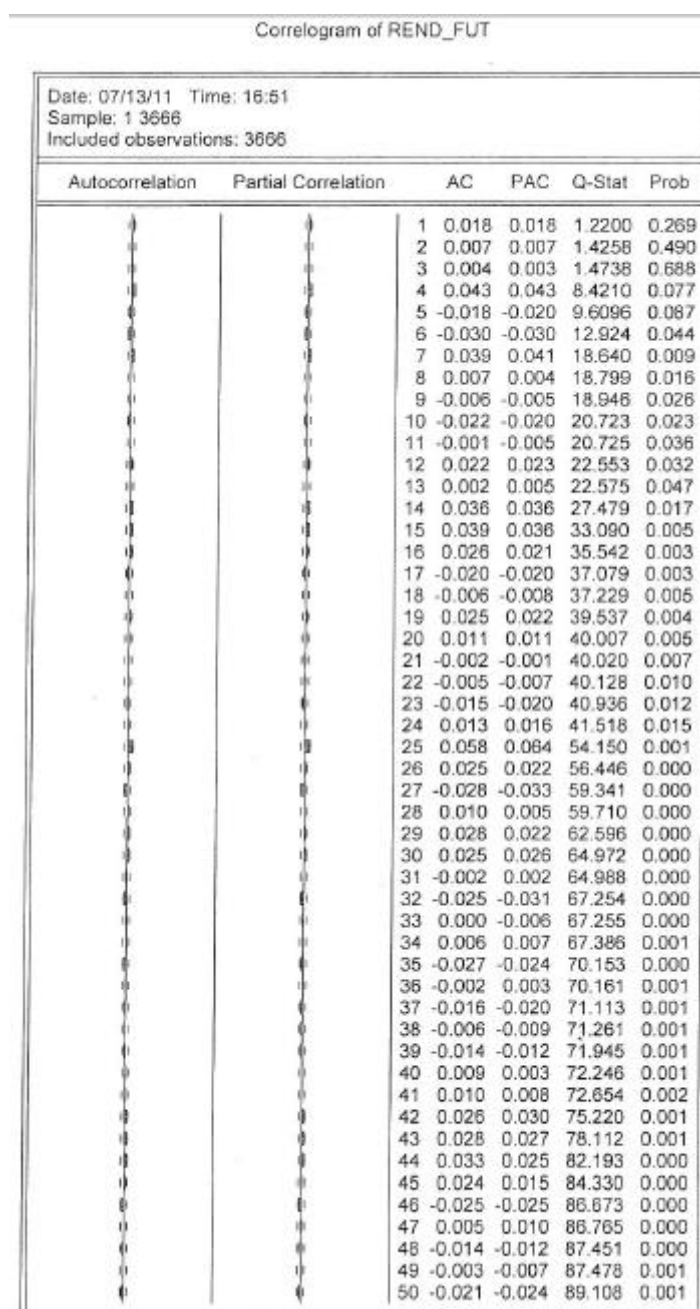
- Afonso A., Barros, C. P., Calado, J., Borges, M. R., Garcia, T. & Relvas, R. (2004). *Introdução à Economia Financeira – Teoria e Exercícios*. Escolar Editora.
- Brealey, R. A. & Myers, S. C. (1998). *Princípios de Finanças Empresariais*, 5ª Ed. McGraw-Hill.
- Borges, M. R. (2007). Random Walk Tests for the Lisbon Stock Market. *Working Paper*, ISEG .
- Campbell, J. Y., Lo, A. W. & Mackinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Dias, J. C., Lopes, L., Martins, V. & Benzinho, J. M. (2002). Efficiency Tests in the Iberian Stock Markets. *Working Paper*, ISCAC.
- Ederington, L. H. & Lee, J. H. (1993). How Markets Process Information: News Releases and Volatility. *The Journal of Finance*, **48** (4), 1161-1191.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J. & Goetzmann, W. N. (2007). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 7ª Ed. John Wiley & Sons, Inc.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, **55** (2), 251-276.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior os Stock–Market Prices. *The Journal of Business*, **38** (1), 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, **25** (2), 383-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *Journal of Finance*, **46** (5), 1575-1617.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C. & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, **10** (1), 1-21.

- Ferreira, D. (2008). *Futuros e Outros Derivados – Ganhar (e não perder) nas bolsas e nos mercados OTC – Evitar rogue traders*. Edições Sílabo.
- Grossman, S. J. & Stiglitz, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, **70** (3), 393-408.
- Gujarati, D. (2000). *Econometria Básica*. Pearson Education.
- Hull, J. C. (2009). *Options, Futures and other Derivatives*. 7ª Ed. Pearson Education International
- Jensen, M. C. (1978). Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. *Journal of Economics*, **6** (2-3), 95 - 101
- Johansen, S. (1995). *Likelihood - Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive models*, Oxford University Press.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **52**, 169-210.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root - How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, **54**, 159-178.
- Lai, K. S. & Lai, M. (1991). A Cointegration Test for Market Efficiency. *The Journal of Futures Markets*, **11** (5), 567-575.
- Lee, C. I. & Mathur, I. (1999). Efficiency Tests in the Spanish Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*, **19** (1), 59-77.
- Liu, C. Y. & He, J. (1991). A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *Journal of Finance*, **46** (2), 773-785.
- Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. (1988). Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, **1** (1), 41-66.
- Lock, D. B. (2007). The Taiwan stock market does follow a random walk. *Economics Bulletin*, **7** (3), 1-8.
- Malkiel, B. G. (1992). Efficient Market Hypothesis. In: Newman P., Milgate, M. and Eatwell, J. (Eds.) *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, London: Palgrave Macmillan.

- Maroco, J. (2007). *Análise Estatística – com utilização do spss*. 3ª Ed. Edições Sílabo.
- Martinez, L. F. & Ferreira, A. I. (2008). *Análise de Dados com SPSS*, 2ª Ed. Escolar Editora.
- Murteira, B. J. F., Müller, D. A. & Turkman, K. F. (1993) *Análise de Sucessões Cronológicas*. McGrawHill.
- Pestana, M. H. & Gageiro, J. N. (2008). *Análise de Dados para Ciências Sociais – A complementaridade do SPSS*, 5ª Ed. Edições Sílabo.
- Pires, C. (2006). *Mercados e Investimentos Financeiros*. 1ª Ed. Escolar Editora.
- Shen, C. H. & Wang, L. R. (1990). Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency: A comment. *The Journal of Futures Markets*, **10** (2), 195-196.
- Tsay, R. S. (2002). *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.

ANEXOS

Teste de Correlação sobre as rendibilidades do contrato de futuro



Teste de Sequências

Runs Test

	Futuro PSI 20
Test Value ^a	,0002
Cases < Test Value	1833
Cases >= Test Value	1833
Total Cases	3666
Number of Runs	1753
Z	-2,676
Asymp. Sig. (2-tailed)	,007

a. Median

Runs Test 2

	Futuro PSI 20
Test Value ^a	,000120
Cases < Test Value	1820
Cases >= Test Value	1846
Total Cases	3666
Number of Runs	1747
Z	-2,871
Asymp. Sig. (2-tailed)	,004

a. Mean

Runs Test 3

	Futuro PSI 20
Test Value ^a	,0000
Cases < Test Value	1654
Cases >= Test Value	2012
Total Cases	3666
Number of Runs	1711
Z	-3,520
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

a. Mode

Teste ADF sobre a cotação Contrato de Futuro

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y

Null Hypothesis: Y has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=10)				
	t-Statistic		Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.487113		0.3346	
Test critical values:				
1% level	-3.960548			
5% level	-3.411034			
10% level	-3.127333			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y) Method: Least Squares Date: 07/13/11 Time: 17:26 Sample (adjusted): 9 3667 Included observations: 3659 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.002150	0.000864	-2.487113	0.0129
D(Y(-1))	0.019419	0.016528	1.174885	0.2401
D(Y(-2))	0.008946	0.016525	0.541356	0.5883
D(Y(-3))	0.001007	0.016522	0.060973	0.9514
D(Y(-4))	0.043852	0.016507	2.656586	0.0079
D(Y(-5))	-0.019288	0.016524	-1.167249	0.2432
D(Y(-6))	-0.030696	0.016527	-1.857329	0.0633
D(Y(-7))	0.040756	0.016532	2.465320	0.0137
C	0.020187	0.007875	2.563268	0.0104
@TREND(1)	-3.31E-07	2.10E-07	-1.575693	0.1152
R-squared	0.007389	Mean dependent var	0.000121	
Adjusted R-squared	0.004941	S.D. dependent var	0.013375	
S.E. of regression	0.013342	Akaike info criterion	-5.793055	
Sum squared resid	0.649565	Schwarz criterion	-5.776096	
Log likelihood	10608.39	Hannan-Quinn criter.	-5.787016	
F-statistic	3.018124	Durbin-Watson stat	2.000283	
Prob(F-statistic)	0.001352			

Teste ADF sobre as primeiras diferenças da cotação Contrato de Futuro

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(Y)

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=10)				
	t-Statistic		Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-22.14675		0.0000	
Test critical values:				
1% level	-3.960548			
5% level	-3.411034			
10% level	-3.127333			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y,2) Method: Least Squares Date: 07/13/11 Time: 17:27 Sample (adjusted): 9 3667 Included observations: 3659 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.939688	0.042430	-22.14675	0.0000
D(Y(-1),2)	-0.041367	0.039219	-1.054770	0.2916
D(Y(-2),2)	-0.032916	0.035942	-0.915810	0.3598
D(Y(-3),2)	-0.032405	0.032489	-0.997393	0.3186
D(Y(-4),2)	0.010926	0.028226	0.387073	0.6987
D(Y(-5),2)	-0.008960	0.023183	-0.386465	0.6992
D(Y(-6),2)	-0.040224	0.016542	-2.431644	0.0151
C	0.000631	0.000444	1.421735	0.1552
@TREND(1)	-2.82E-07	2.09E-07	-1.345732	0.1785
R-squared	0.493597	Mean dependent var	-2.42E-06	
Adjusted R-squared	0.492487	S.D. dependent var	0.018742	
S.E. of regression	0.013352	Akaike info criterion	-5.791907	
Sum squared resid	0.650668	Schwarz criterion	-5.776645	
Log likelihood	10605.29	Hannan-Quinn criter.	-5.786473	
F-statistic	444.7123	Durbin-Watson stat	2.000244	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Teste KPSS sobre a cotação Contrato de Futuro

KPSS Unit Root Test on Y

Null Hypothesis: Y is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 46 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.442109
Asymptotic critical values*:				1% level 0.216000
				5% level 0.146000
				10% level 0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.065717
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				2.976612
KPSS Test Equation Dependent Variable: Y Method: Least Squares Date: 07/13/11 Time: 17:28 Sample: 1 3667 Included observations: 3667				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.091910	0.008467	1073.770	0.0000
@TREND(1)	-2.16E-05	4.00E-06	-5.406721	0.0000
R-squared	0.007913	Mean dependent var	9.052266	
Adjusted R-squared	0.007642	S.D. dependent var	0.257409	
S.E. of regression	0.256424	Akaike info criterion	0.116575	
Sum squared resid	240.9853	Schwarz criterion	0.119960	
Log likelihood	-211.7395	Hannan-Quinn criter.	0.117780	
F-statistic	29.23263	Durbin-Watson stat	0.002716	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Teste KPSS sobre as primeiras diferenças da cotação do Contrato de Futuro

KPSS Unit Root Test on D(Y)

Null Hypothesis: D(Y) is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.156733
Asymptotic critical values*:				1% level
				0.216000
				5% level
				0.146000
				10% level
				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				0.000178
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.000193
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(Y)				
Method: Least Squares				
Date: 07/13/11 Time: 17:28				
Sample (adjusted): 2 3667				
Included observations: 3666 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000665	0.000441	1.507441	0.1318
@TREND(1)	-2.97E-07	2.09E-07	-1.425344	0.1541
R-squared	0.000554	Mean dependent var	0.000120	
Adjusted R-squared	0.000281	S.D. dependent var	0.013363	
S.E. of regression	0.013361	Akaike info criterion	-5.792408	
Sum squared resid	0.654084	Schwarz criterion	-5.789022	
Log likelihood	10619.48	Hannan-Quinn criter.	-5.791203	
F-statistic	2.031606	Durbin-Watson stat	1.964583	
Prob(F-statistic)	0.154143			

Teste de rácio de variância (homocedasticidade)

Variance Ratio Test on X

Null Hypothesis: X is a random walk Date: 07/14/11 Time: 19:30 Sample: 1 3667 Included observations: 3666 (after adjustments) Standard error estimates assume no heteroskedasticity User-specified lags: 2 4 8 16 32 64 128 256				
Joint Tests		Value	df	Probability
Max z (at period 128)*		3.489961	3666	0.0039
Wald (Chi-Square)		18.01662	8	0.0211
Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.018772	0.016516	1.136616	0.2557
4	1.038088	0.030899	1.232669	0.2177
8	1.075847	0.048855	1.552492	0.1205
16	1.118214	0.072698	1.626083	0.1039
32	1.276990	0.105350	2.629235	0.0086
64	1.435261	0.150779	2.886753	0.0039
128	1.748593	0.214499	3.489961	0.0005
256	2.048057	0.304242	3.444818	0.0006
*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 8 and infinite degrees of freedom				
Test Details (Mean = 0.00012049793439)				
Period	Variance	Var. Ratio	Obs.	
1	0.00018	--	3666	
2	0.00018	1.01877	3665	
4	0.00019	1.03809	3663	
8	0.00019	1.07585	3659	
16	0.00020	1.11821	3651	
32	0.00023	1.27699	3635	
64	0.00026	1.43526	3603	
128	0.00031	1.74859	3539	
256	0.00037	2.04806	3411	

Teste de rácio de variância (heterocedasticidade)

Variance Ratio Test on X

Null Hypothesis: X is a martingale Date: 07/14/11 Time: 19:34 Sample: 1 3667 Included observations: 3666 (after adjustments) Heteroskedasticity robust standard error estimates User-specified lags: 2 4 8 16 32 64 128 256				
Joint Tests		Value	df	Probability
Max z (at period 256)*		2.652170	3666	0.0522
Individual Tests				
Period	Var. Ratio	Std. Error	z-Statistic	Probability
2	1.018772	0.044776	0.419253	0.6750
4	1.038088	0.073333	0.519380	0.6035
8	1.075847	0.100527	0.754491	0.4506
16	1.118214	0.136864	0.863730	0.3877
32	1.276990	0.181456	1.526484	0.1269
64	1.435261	0.234774	1.853960	0.0637
128	1.748593	0.302673	2.473274	0.0134
256	2.048057	0.395170	2.652170	0.0080
*Probability approximation using studentized maximum modulus with parameter value 8 and infinite degrees of freedom				
Test Details (Mean = 0.00012049793439)				
Period	Variance	Var. Ratio	Obs.	
1	0.00018	--	3666	
2	0.00018	1.01877	3665	
4	0.00019	1.03809	3663	
8	0.00019	1.07585	3659	
16	0.00020	1.11821	3651	
32	0.00023	1.27699	3635	
64	0.00026	1.43526	3603	
128	0.00031	1.74859	3539	
256	0.00037	2.04806	3411	

Teste ADF sobre a cotação índice PSI20

Null Hypothesis: X has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.535384	0.3108
Test critical values:		
1% level	-3.960549	
5% level	-3.411034	
10% level	-3.127334	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X)

Method: Least Squares

Date: 08/02/11 Time: 00:39

Sample (adjusted): 11 3667

Included observations: 3657 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X(-1)	-0.001948	0.000768	-2.535384	0.0113
D(X(-1))	0.092463	0.016543	5.589337	0.0000
D(X(-2))	0.004826	0.016602	0.290657	0.7713
D(X(-3))	0.008015	0.016594	0.483005	0.6291
D(X(-4))	0.048736	0.016585	2.938613	0.0033
D(X(-5))	-0.027616	0.016600	-1.663668	0.0963
D(X(-6))	-0.032907	0.016587	-1.983905	0.0473
D(X(-7))	0.032604	0.016596	1.964625	0.0495
D(X(-8))	0.042161	0.016604	2.539172	0.0112
D(X(-9))	-0.028210	0.016550	-1.704558	0.0884
C	0.018326	0.006998	2.618686	0.0089
@TREND(1)	-3.17E-07	1.87E-07	-1.697242	0.0897
R-squared	0.018906	Mean dependent var	0.000127	
Adjusted R-squared	0.015945	S.D. dependent var	0.011939	
S.E. of regression	0.011843	Akaike info criterion	-6.030828	
Sum squared resid	0.511264	Schwarz criterion	-6.010469	
Log likelihood	11039.37	F-statistic	6.385355	
Durbin-Watson stat	1.998812	Prob(F-statistic)	0.000000	

Teste ADF sobre as primeiras diferenças da cotação do índice PSI20

Null Hypothesis: D(X) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.43131	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.960549	
5% level	-3.411034	
10% level	-3.127334	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X,2)

Method: Least Squares

Date: 08/02/11 Time: 00:43

Sample (adjusted): 11 3667

Included observations: 3657 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X(-1))	-0.863392	0.044433	-19.43131	0.0000
D(X(-1),2)	-0.044317	0.042287	-1.047999	0.2947
D(X(-2),2)	-0.039839	0.039721	-1.002952	0.3160
D(X(-3),2)	-0.032191	0.036761	-0.875692	0.3813
D(X(-4),2)	0.016167	0.033782	0.478578	0.6323
D(X(-5),2)	-0.011892	0.030726	-0.387020	0.6988
D(X(-6),2)	-0.045219	0.026903	-1.680805	0.0929
D(X(-7),2)	-0.012980	0.022369	-0.580267	0.5618
D(X(-8),2)	0.028760	0.016561	1.736659	0.0825
C	0.000611	0.000395	1.548399	0.1216
@TREND(1)	-2.73E-07	1.86E-07	-1.468232	0.1421
R-squared	0.458578	Mean dependent var	-2.31E-06	
Adjusted R-squared	0.457093	S.D. dependent var	0.016085	
S.E. of regression	0.011852	Akaike info criterion	-6.029612	
Sum squared resid	0.512166	Schwarz criterion	-6.010950	
Log likelihood	11036.15	F-statistic	308.8113	
Durbin-Watson stat	1.998818	Prob(F-statistic)	0.000000	

A eficiência de mercado dos contratos de futuro sobre o índice PSI20

Teste KPSS sobre a cotação do índice PSI20

Null Hypothesis: X is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 46 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.441648
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.065840
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.982584

KPSS Test Equation

Dependent Variable: X

Method: Least Squares

Date: 08/02/11 Time: 00:45

Sample: 1 3667

Included observations: 3667

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.090460	0.008475	1072.595	0.0000
@TREND(1)	-2.05E-05	4.00E-06	-5.124908	0.0000
R-squared	0.007115	Mean dependent var	9.052847	
Adjusted R-squared	0.006844	S.D. dependent var	0.257547	
S.E. of regression	0.256664	Akaike info criterion	0.118445	
Sum squared resid	241.4365	Schwarz criterion	0.121831	
Log likelihood	-215.1696	F-statistic	26.26468	
Durbin-Watson stat	0.002159	Prob(F-statistic)	0.000000	

Teste KPSS sobre as primeiras diferenças da cotação do índice PSI20

Null Hypothesis: D(X) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 16 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.165111
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.000142
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000190

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(X)

Method: Least Squares

Date: 08/02/11 Time: 00:46

Sample (adjusted): 2 3667

Included observations: 3666 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000701	0.000394	1.779859	0.0752
@TREND(1)	-3.13E-07	1.86E-07	-1.683640	0.0923
R-squared	0.000773	Mean dependent var	0.000127	
Adjusted R-squared	0.000500	S.D. dependent var	0.011925	
S.E. of regression	0.011922	Akaike info criterion	-6.020360	
Sum squared resid	0.520757	Schwarz criterion	-6.016973	
Log likelihood	11037.32	F-statistic	2.834644	
Durbin-Watson stat	1.816721	Prob(F-statistic)	0.092336	

Teste de Cointegração

Johansen Cointegration Test

Date: 08/06/11 Time: 19:51

Sample (adjusted): 6 3667

Included observations: 3662 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: X Y

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.026002	105.3679	25.87211	0.0000
At most 1	0.002425	8.889314	12.51798	0.1873

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.026002	96.47857	19.38704	0.0000
At most 1	0.002425	8.889314	12.51798	0.1873

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

X	Y	@TREND(2)
-131.5108	131.5949	9.41E-05
3.112876	-6.490465	-0.000557

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(X)	-0.000150	0.000582
D(Y)	-0.000985	0.000566

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 25162.81

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

X	Y	@TREND(2)
1.000000	-1.000639	-7.15E-07
	(0.00301)	(7.3E-07)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(X)	0.019765
	(0.02580)
D(Y)	0.129590
	(0.02823)